PRACE INSTYTUTU BADANIA KONJUNKTUR GOSPODARCZYCH I CEN

POD REDAKCJĄ
Prof. E. LIPIŃSKIEGO

ZESZYT 1 TOM IV

TREŚĆ: *Józef Zagórski:* Przyczyny zmian przebiegu sezonowości w statystycznych szeregach gospodarczych, str. 1.— *Jan Wiśniewski:* O mierze skuteczności eliminacji sezonowości, str. 9. — *Wacław Skrzywan:* Zmienna sezonowość działalności dyskontowej Banku Polskiego w latach 1924 — 1934, str. 16.— *Józef Zagórski:* Tendencje rozwojowe polskiego wywozu do Anglji, str. 24.— *Ludwik Landau:* Wywóz z Polski w roku 1934, str. 31.

INSTYTUT BADANIA KONJUNKTUR GOSPODARCZYCH I CEN
WARSZAWA 1935

TRAVAUX DE L'INSTITUT DE RECHERCHES SUR LE MOUVEMENT GÉNÉRAL DES AFFAIRES ET SUR LA FORMATION DES PRIX

FASC. I VOL. IV

SOMMAIRE: *Józef Zagórski:* Les causes des changements des variations saisonnières des séries économiques, p. 1.— *Jan Wiśniewski:* Efficacité de l'élimination des variations saisonnières, p. 9.— *Wacław Skrzywan:* Les changements des variations saisonnières des escomptes de la Banque de Pologne (1924 — 1934), p. 16.— *Józef Zagórski:* Le développement des exportations de la Pologne vers l'Angleterre, p. 24.— *Ludwik Landau:* Les exportations polonaises en 1934, p. 31.— RESUMES, p. 35.

INSTITUT DE RECHERCHES SUR LE MOUVEMENT GÉNÉRAL DES AFFAIRES ET SUR LA FORMATION DES PRIX

VARSOVIE 1935

PRACE INSTYTUTU BADANIA KONJUNKTUR GOSPODARCZYCH I CEN

POD REDAKCJĄ
Prof. E. LIPIŃSKIEGO

TOM IV



INSTYTUT BADANIA KONJUNKTUR GOSPODARCZYCH I CEN
WARSZAWA 1935



TOM I — IV

Spis rzeczy:

TOM I.

Zeszyt 1:

Str.

M. Kalecki — Wskaźniki spożycia i ich analiza . 3
L Landau i *M. Kalecki* — Szacunek ruchu inwestycyjnego w Polsce i wskaźnik kwartalny inwestycyj 7
B. Łączkowski — Ruch cen świń w Polsce . . 11
J. Poniatowski — Statystyka ruchu zapasów zbóż. 15
J. Wiśniewski — Wskaźnik cen hurtowych artykułów, nabywanych przez rolników. . . . 18
J Zagórski—Spożycie naczyń stołowych w Polsce. 21
L. Landau — Wydatki budżetowe na administrację państwową w przeciągu cyklu konjunkturalnego 1926 — 1931. 24

Zeszyt 2:

L. Landau — Łagodzenie wahań konjunkturalnych przy pomocy zamówień publicznych. . . 3
J. Wiśniewski — Wahania sezonowe produkcji przemysłowej i możliwości ich ograniczenia. 11
J. Zagórski — Ruch likwidacyjny przedsiębiorstw w świetle liczb upadłości. 18
M. I. Drybiński — Międzynarodowe obroty towarowe w latach 1926 — 1931. 20
B. Winawerówna — Wywóz wyrobów przemysłowych w latach 1930 i 1931. 25

Zeszyt 3 — 4:

E. Lipiński — Inwestycje produkcyjne i „inwestycje konsumcyjne". 3
W. Skrzywan — Formy kredytu a konjunktura. Próba sprawdzenia teorji stwarzania kredytu przez banki. 8
J. Wiśniewski — Dyspersja cen hurtowych. . , 23
M. Kalecki i *L. Landau* — Handel włókienniczy w Polsce. Zarys struktury. 30
J. Buczkowski i *J. Wiśniewski* — Statystyka drobnych ogłoszeń w jednym z dzienników warszawskich. 43

TOM II.

Zeszyt 1:

W. Skrzywan — Stan szczególnej równowagi a badania statystyczne w ekonomice. . . . 3
L. Landau — Sezonowość wpływów państwowych z podatków i monopoli. 8
Str.
J Zagórski — Udział surowców zagranicznych w przemyśle polskim. 15
J Wiśniewski — Wskaźnik cen hurtowych Instytutu Badania Konjunktur Gospodarczych i Cen. 21

Zeszyt 2:

J. Wiśniewski — Współzależność pomiędzy wahaniami sezonowemi a konjunkturalnemi. . 3
M. I. Drybiński — Międzynarodowe obroty towarowe w r. 1932. 16
L. Landau — Metody badań produkcji przemysłowej i zatrudnienia w przemyśle. . . . 20

Zeszyt 3:

M. Kalecki — Udział karteli w działalności przemysłowej na rynku polskim. . . . 3
L. Landau — Wpływy skarbowe z podatków i monopoli w czasie obecnego kryzysu. . . 7
S. i *J. Poniatowscy* — Zużycie nawozów sztucznych w sezonach: wiosennym 1931/2 r., jesiennym 1932 r., wiosennym 1932/3 r. . . 13
J. Zagórski — Wywóz wyrobów fajansowych z Polski w latach 1929 — 1932 jako przykład „konjunktury szczególnej". 20
W. Skrzywan — Nowe obliczenia rentowności Pożyczek Państwowych 23

Zeszyt 4:

L. Landau — Wahania cen i kosztów produkcji węgla w latach 1928 — 1933. . . . 3
J. Zagórski — Wskaźniki spożycia naczyń domowych. 10
J. Wiśniewski — Ceny detaliczne tkanin bawełnianych w r 1932 i 1933. 13
S. i *J. Poniatowscy* — Zużycie nawozów sztucznych w sezonie jesiennym 1933 r. . . . 17

TOM III.

Zeszyt 1:

J. Wiśniewski — Uwagi o zagadnieniu motoryzacji Polski 3
M. Kalecki — Nowy wskaźnik inwestycyj. . . 10
J. Zagórski — Zamówienia na maszyny przemysłowe. 16
W. Skrzywan — Metody szacunku obiegu wekslowego i odsetka protestów weksli. . . . 19

Str.

Zeszyt 2 — 3:

M. Kalecki i *L. Landau* — Porównalność międzynarodowa wskaźników produkcji przemysłowej i próba jej poprawienia. . . . 3

L. Landau — Wywóz polski w okresie kryzysu. . 9

J. Zagórski — Rozwój przemysłu radjotechnicznego w Polsce. 19

L. Landau — Obciążenia górnośląskiego przemysłu węglowego na rzecz ubezp. społecznych. 24

J. Wiśniewski — Sezonowość cen artykułów sprzedawanych przez rolników. 28

S. i *J. Poniatowscy* — Zużycie nawozów sztucznych w sezonie wiosennym 1933/34. . . . 36

Zeszyt 4:

M. Kalecki i *L. Landau*—Wahania produkcji przemysłowej a wahania konsumcji. . . . 3

M. Breit — Przesunięcia kapitalizacji w Polsce w dobie przesilenia. 7

J. Rudziński i J. Wiśniewski — Wahania sezonowe cen żyta, pszenicy i ziemniaków w XIX i na początku XX wieku. 14

B Łączkowski—Obroty rynkowe zbożami i ich rozkład sezonowy 19

TOM IV.

Zeszyt 1:

J. Zagórski — Przyczyny zmian przebiegu sezonowości w statystycznych szeregach gospodarczych. 1

J Wiśniewski — O mierze skuteczności eliminacji sezonowości. 9

Str.

W. Skrzywan — Zmienna sezonowość działalności dyskontowej Banku Polskiego w latach 1924 — 1934. 16

J. Zagórski — Tendencje rozwojowe polskiego wywozu do Anglji. 24

L. Landau — Wywóz z Polski w roku 1934. . . 31

Zeszyt 2:

M. Breit — Problemy rynku pieniężnego i kapitałowego na tle depresji. 39

M. Kalecki i *L. Landau* — Wahania cen i kosztów a wahania produkcji przemysłowej w Polsce. 51

L Landau — Związek między drobnem mieszczaństwem a ludnością rolniczą i ludnością miejską. 62

M Kalecki — Maszyny krajowe i importowane a charakter inwestycyj przemysłowych. . 68

Zeszyt 3 — 4:

L. Landau — Koszt administracji publicznej i obciążenie podatkowe w dochodzie społecznym Polski. 75

J Wiśniewski — Uwagi o przebiegu cen produktów rolnych w okresie 1927 — 1935. . . 85

M. Breit — Konjunkturalny rozwój kredytu długoterminowego w Polsce. 94

J. Zagórski — Konkurencja na angielskim rynku drzewnym. 99

M. Kalecki — Wskaźnik zbytu produktów przemysłowych. . , ... 105

M. Kalecki i L. Landau — W sprawie porównalności międzynarodowej wskaźników produkcji przemysłowej 108

Skorowidz nazwisk autorów:

Breit Marek — III, 4, 7; IV, 2, 39; IV, 3 — 4, 94.

Buczkowski Józef i Wiśniewski Jan — I, 3 — 4, 43.

Drybiński Maciej Izaak — I, 2, 20; II, 2, 16.

Kalecki Michał — I, 1, 3; II, 3, 3; III, 1, 10: IV, 2, 68; IV, 3 — 4, 105.
P. również Kalecki i Landau.

Kalecki Michał i Landau Ludwik — I, 1, 7; I, 3 — 4, 30; III, 2 — 3, 3: III, 4, 3; IV, 2, 51; IV, 3 — 4, 108.

Landau Ludwik — I, 1, 24; I, 2, 3; II, 1, 8: II, 2, 20; II, 3, 7; II, 4, 3; III, 2 — 3, 9, III, 2 — 3, 24; IV, 1, 31; IV, 2, 62; IV, 3 — 4, 75.
P. również Kalecki i Landau.

Lipiński Edward— I, 3 — 4, 3.

Łączkowski Bohdan — I, 1, 11; III, 4, 19.

Poniatowscy Stefanja i Józef — II, 3, 13; II, 4, 17; III, 2 — 3, 36.

Poniatowski Józef — I, 1, 15.
P. również Poniatowscy.

Rudziński Jacek i Wiśniewski Jan — III, 4, 14.

Skrzywan Wacław — I, 3 — 4, 8; II, 1, 3, II, 3, 23; III, 1, 19; IV, 1, 16.

Winawerówna Blanka — I, 2, 25.

Wiśniewski Jan — I, 1, 18; I, 2, 11; I, 3 — 4, 23; II, 1, 21; II, 2, 3; II, 4, 13, III, 1, 3; III, 2 — 3, 28; IV, 1, 9; IV, 3 — 4, 85.
P. również Buczkowski i Wiśniewski, Rudziński i Wiśniewski.

Zagórski Józef — I, 1, 21; I, 2, 18; II, 1, 15; II, 4, 10; III, 1, 16; III, 2 — 3, 19; IV, 1, 1; IV, 1, 24; IV, 3 — 4, 99.

JÓZEF ZAGÓRSKI

Przyczyny zmian przebiegu sezonowości w statystycznych szeregach gospodarczych

I.

Już od roku 1931 Instytut notuje w swych sprawozdaniach zmianę przebiegu sezonowości w całym szeregu gałęzi przemysłu, polegającą głównie na zaostrzeniu wahań sezonowych, czyli na zwiększeniu różnicy między minimum i maximum sezonowem oraz na zmianie kształtu krzywej sezonowości. Wyjaśnienie tego zjawiska zaobserwowanego również i zagranicą stanowi przedmiot pracy niniejszej.

§ 1. Dotychczasowy pogląd na przyczyny zmian wahań sezonowych i jego braki. Nie jest to pierwsza próba tego rodzaju. O zmianach wahań sezonowych pisali: Akerman, Gjermoe, Kuznets i Wiśniewski, dochodząc, jeśli chodzi o przyczyny tych zmian, do dosyć zbliżonych wniosków. W przedstawieniu dotychczasowych poglądów oprzemy się głównie na pracy Wiśniewskiego [1]), nietylko dlatego, że jest ona znana polskim czytelnikom, i że jako chronologicznie ostatnia jest ona najbardziej aktualna, lecz także dlatego, że Wiśniewski w przeciwieństwie np. do Kuznetsa [2]) nie ogranicza się tylko do analizy statystycznej materjału empirycznego, lecz także formułuje zależności ogólno-teoretyczne, rozpatrując zresztą zagadnienie zmian wahań sezonowych w szerszych ramach zagadnienia ogólnej współzależności między wahaniami cyklicznemi a sezonowemi. Poglądy Wiśniewskiego na przyczyny zmian wahań sezonowych podczas kryzysu można sprowadzić do dwóch zasadniczych punktów: 1) jeśli chodzi o zbyt dóbr konsumcyjnych, to zmiany wahań sezonowych wynikają z tego, że „konsumenci ze względu na swą złą sytuację ociągają się z czynieniem zakupów sezonowych do ostatniej chwili" [3]), 2) jeśli chodzi o produkcję, to zmiany wahań sezonowych wynikają ze zmian stosunku istniejącego aparatu produkcyjnego do rozmiarów dokonywanej produkcji [4]).

Rozpatrzmy pokolei oba powyższe punkty. Pogląd, że zmiany w sezonowości zbytu podczas kryzysu wynikają z ociągania się z zakupami aż do „ostatniej chwili", kryje w sobie założenie, że w latach dobrej konjunktury zakupy te nie były czynione w ostatniej chwili. Otóż dla większości dóbr konsumcyjnych założenie to nie jest słuszne. Przeważnie zapasy dóbr spożycia u konsumentów są zupełnie nieznaczne i wynikają z właściwości technicznych danego dobra (np. podzielności), oraz z łatwości zaopatrywania się w dobro (np. na wsi zapasy u konsumentów są większe, niż w mieście), które to czynniki w krótkich okresach czasu poważniejszym zmianom nie ulegają. Pozatem jednak nawet w nielicznych wypadkach, gdy zapasy dóbr u konsumentów odgrywają większą rolę, zmiany wahań sezonowych można wyjaśniać odkładaniem zakupów jedynie w wypadkach, gdy większe ilości zapasów danego dobra gromadzi się tylko w pewnej porze roku, jak np. w wypadku gromadzenia większych zapasów węgla do ogrzewania mieszkań w zimie, kiedy pod wpływem niepewności sytuacji finansowej konsumentów mogą oni zrezygnować z gromadzenia zapasów, przechodząc na zakup detaliczny. Bowiem, gdyby zapasy danego dobra u konsumentów utrzymywały się w ciągu całego roku

---

[1]) Jan Wiśniewski. Współzależność pomiędzy wahaniami sezonowemi a konjunkturalnemi. Prace Instytutu Badania Konjunktur Gospodarczych i Cen, zesz. 2, 1933. Również w czasopiśmie „Econometrica" Nr. 2, 1934, „Interdependence of cyclical and seasonal variations".

[2]) Simon Kuznets. Seasonal variations in industry and trade. New York, 1933.

[3]) Jan Wiśniewski l. c. str. 4.

[4]) Jan Wiśniewski l. c. str. 14.

w jednakowym stosunku do spożycia, to odłożenie zakupu aż do ostatniej chwili, zmniejszając lub likwidując zapasy, wywołałoby tylko przesunięcie krzywej sezonowości o tyle, o ile zmniejszył się okres dzielący moment zakupu od momentu spożycia, lecz nie zmieniłyby się od tego ani kształt krzywej sezonowości, ani jej amplituda. Jak widzimy więc „odkładanie zakupów" podczas kryzysu może tłumaczyć zmianę wahań sezonowych tylko w dość wąskim zakresie.

Wyjaśnienie zmian wahań sezonowych produkcji relatywnym wzrostem aparatu produkcyjnego odpowiada rzeczywistości, lecz nie wyjaśnia jej zawsze i całkowicie, gdyż stwierdzenie relatywnego (w stosunku do produkcji) wzrostu aparatu produkcyjnego świadczy tylko o technicznych możliwościach większego koncentrowania produkcji w pewnym okresie, lecz jeszcze nie przesądza ekonomicznych konieczności tej koncentracji. Dotychczasowe więc poglądy na przyczyny zmian wahań sezonowych nie tłumaczyły nam tych przyczyn ani w sposób dostatecznie jasny, ani wyczerpujący. Rozporządzając obecnie obfitszym materjałem empirycznym i większem doświadczeniem praktycznem, podejmujemy próbę wyjaśnienia przyczyn zmian wahań sezonowych w sposób bardziej precyzyjny i wyczerpujący. Punktem wyjścia w naczem rozumowaniu będzie ustalenie wpływu czynników gospodarczych na kształtowanie się wahań sezonowych. Bowiem pierwotne przyczyny wahań sezonowych niezawsze same określają przebieg tych wahań, których były jedyną pobudką. Reakcja objektów gospodarczych na zewnętrzne zjawiska sezonowe nie jest bynajmniej bezpośrednia i prosta, lecz jest określona przez czynniki gospodarcze. Chodzi więc nam tutaj o stwierdzenie jakie czynniki gospodarcze i w jakich wypadkach wpływają obok pierwotnych zewnętrznych zjawisk sezonowych na przebieg sezonowości danego zjawiska gospodarczego. Taka analiza nie była jeszcze dotychczas przeprowadzona. I właśnie przez to ignorowanie czynników gospodarczych, jako współokreślających wahania sezonowe, dotychczasowe próby wyjaśnienia przyczyn zmian wahań sezonowych, spowodowanych, jak wiadomo, czynnikami gospodarczemi, nie mogły dać wyników zadowalających.

§ 2. **Wpływ czynników gospodarczych na kształtowanie się wahań sezonowych.** Rozróżnimy trzy zasadnicze dziedziny, w których różne czynniki gospodarcze wpływają na taką czy inną reakcję na zewnętrzne zjawiska sezonowe, a mianowicie: 1) zbyt dóbr konsumcyjnych, 2) produkcja oraz ściśle z nią związany zbyt dóbr produkcyjnych, 3) ceny.

1) Przyczyną wahań sezonowych zbytu dóbr konsumcyjnych, czyli inaczej mówiąc zapotrzebowania na dobra konsumcyjne, są: a) obyczaj (jak np. przy zakupach świątecznych) i b) zmiany atmosferyczne. Czynnikiem gospodarczym, określającym mniej lub bardziej żywy stopień reakcji na powyższe zjawiska, jest wysokość dochodu danej jednostki. Jest bowiem rzeczą zrozumiałą, że np. przebieg sezonowości zapotrzebowania na węgiel opałowy w zimie u ludności ubogiej będzie inny, niż u ludności zamożnej. To też sezonowość zapotrzebowania na jakieś dobro konsumcyjne jest niczem innem, jak ważoną średnią sezonowości zapotrzebowania na to dobro poszczególnych grup społecznych — podobnie jak pojęcie elastyczności popytu na jakieś dobro, jakiem operujemy w praktyce, jest średnią elastyczności popytu poszczególnych grup społecznych.

2) Sezonowość produkcji zależna jest albo od a) sezonowości zbytu produkowanego dobra, co jest niemal powszechnem zjawiskiem, albo w dość nielicznych wypadkach od b) czynników technologicznych, jak np. w cukrowniach (p. § 7). W pierwszym wypadku czynnikiem gospodarczym, określającym takie czy inne dostosowanie się produkcji do sezonowości zbytu, jest używany przy produkcji kapitał stały. Gdyby produkcja jakiegoś artykułu odbywała się bez kapitału stałego, wówczas jej sezonowość dostosowałaby się całkowicie do sezonowości zbytu, zachowując najwyżej pewien „lag". Natomiast wpływ kapitału stałego na sezonowość produkcji polega na tem, że koszty kapitału stałego są w ciągu całego roku jednakowe, to też zastosowanie do produkcji kapitału stałego wywołuje tendencję do najbardziej równomiernego rozkładu tej produkcji w ciągu roku przez produkowanie w okresach „martwego sezonu" nadwyżek, które zostaną zużyte do pokrycia niedoboru produkcyjnego w okresie sezonowego ożywienia, co umożliwia utrzymywanie odpowiednio mniejszych rozmiarów kapitału stałego. Tendencji tej znów przeciwstawiają się względy na koszt przetrzymywania zapasów. Ostateczny wynik tych dwóch sprzecznych tendencyj zależny jest od udziału kapitału stałego w kosztach produkcji oraz od techniki przechowywania zapasów danego dobra, i układa się przeważnie w ten sposób, że wprawdzie produkcja wykazuje wahania sezonowe, ale słabsze niż zbyt (p. § 6 — Cementownie). Oczywiście w drugim wypadku, gdy sezonowość produkcji wynika z czynników technologicznych, kapitał stały wywiera wpływ na sezonowość nie przez fakt udziału w produkcji, lecz tylko w tych wypadkach o ile służy do osłabienia nacisku lub nawet zniwelowania wpływu czynników technologicznych, jak np. w tartacznictwie budowa basenów wodnych do przechowywania surowca, przez co zostaje umożliwiony przerób tego surowca i w miesiącach letnich (p. § 7 — Tartaki).

3) Wahania sezonowe cen powstają wtedy, jeżeli sezonowe wahania popytu (zbytu) i podaży (produkcji) nie rozkładają się równomiernie w czasie. Należy tu jednak odróżnić wahania sezonowe cen dóbr nie dających się przechowywać przez dłuższy okres czasu (jak np.

mleka), które całkowicie zależą od zmian stosunku popytu i podaży, oraz wahania cen dóbr dających się przechowywać (np. zboża), które są tylko uwarunkowane istnieniem nierównomierności w rozkładzie sezonowości popytu i podaży, a zależą natomiast od kosztów kapitału i od ryzyka, związanych z przechowywaniem tych dóbr za czas od produkcji do spożycia tych dóbr.

Zanalizowawszy powyżej wpływ czynników gospodarczych na wahania sezonowe możemy obecnie przystąpić do rozpatrzenia, w tej samej kolejności, właściwych przyczyn zmian wahań sezonowych.

§ 3. Przyczyny zmian wahań sezonowych. Ponieważ, jak wiadomo, pierwotne zjawiska sezonowe, będące istotną przyczyną wahań sezonowych życia gospodarczego, w krótkich okresach czasu nie ulegają zasadniczym zmianom, przyczyn zmian wahań sezonowych należy szukać po stronie czynników gospodarczych, współokreślających przebieg wahań sezonowych. Taki był punkt wyjścia naszego rozumowania. Rozpatrzmy więc pokolei wszystkie możliwości zmian czynników gospodarczych i wpływu tych zmian na przebieg sezonowości zbytu, produkcji i cen. Przytem wyjdziemy ze stanu w okresie dobrej konjunktury jako normalnego i będziemy rozpatrywali zmiany zaszłe w okresie złej konjunktury, jako jego zakłócenia, chociaż oczywiście można postąpić i w sposób odwrotny, lub też jednocześnie uwzględnić oba punkty widzenia — niema to żadnego wpływu na wnioski ostateczne, lecz przyjęta przez nas kolejność odpowiada naszym doświadczeniom życiowym.

1. Przebieg sezonowości zbytu dóbr konsumcyjnych zależny jest, jak wykazaliśmy wyżej, od dochodu jednostki. Pogorszenie się konjunktury więc spowoduje: a) zmianę rozkładu dochodu pomiędzy poszczególne grupy społeczne, b) obniżenie dochodu w obrębie tych grup. I jedno i drugie odbije się na zmianie wahań sezonowych zbytu danego dobra. Pierwsze dlatego, że zapotrzebowanie poszczególnych grup społecznych na dane dobro ma różną sezonowość, przy zmienionym więc rozkładzie dochodu, sezonowości charakterystyczne dla poszczególnych grup społecznych będą ważone inaczej, dając w sumie dla ogólnego zbytu danego dobra zmienione wahania sezonowe. Obniżenie zaś dochodu spowoduje ograniczenie przedewszystkiem potrzeb bardziej elastycznych, a ponieważ poszczególne dobro może zaspokajać potrzeby zarówno bardziej, jak i mniej elastyczne, nierównomiernie rozłożone w czasie, to znaczy z przewagą w pewnym okresie roku potrzeb bardziej elastycznych, w innym bardziej sztywnych, silniejsze ograniczenie potrzeb bardziej elastycznych musi doprowadzić do zmiany przebiegu wahań sezonowych (p. § 5 — Zbyt nafty). Zazwyczaj w okresach ożywienia sezonowego, przewagę mają potrzeby o charakterze bardziej sztywnym, podczas osłabienia sezonowego — potrzeby o charakterze bardziej elastycznym, stąd też zmiana wahań sezonowych pod wpływem pogorszenia się konjunktury objawia się głównie w zwiększeniu się amplitudy tych wahań.

2. W produkcji, jak wiadomo, dostosowanie się jej do sezonowości zbytu w okresie normalnym jest hamowane tendencją do możliwie najbardziej równomiernego wykorzystania kapitału stałego. Podczas kryzysu następuje silne zwiększenie się rozmiarów aparatu produkcyjnego w stosunku do wykonywanej produkcji. Wobec tego nadmiaru, nacisk kapitału stałego wywierany dotychczas na kształtowanie się sezonowości zmniejsza się, a może nawet zupełnie ustać. W granicach określonych przez ten nadmiar aparatu produkcyjnego sezonowość produkcji może coraz bardziej się zbliżać do sezonowości zbytu, oszczędzając na kosztach przechowywania zapasów, a w wypadkach, gdy ten nadmiar aparatu wytwórczego jest szczególnie duży, sezonowość produkcji może pójść jeszcze dalej i wykazywać silniejsze wahania, niż sezonowość zbytu. Powstają tu znowu koszty przechowywania zapasów, lecz im przeciwstawiają się oszczędności na koncentracji produkcji przez to, że: a) przy pełnem wykorzystaniu aparatu produkcyjnego wydajność pracy przeważnie rośnie i że b) przy krótszym, lecz intensywniejszym okresie produkcyjnym oszczędza się na bardziej sztywnych elementach kapitału obrotowego. W ten sposób w pewnych przemysłach w okresie dobrej konjunktury wahania sezonowe produkcji będą miały mniejszą amplitudę, niż odnośne wahania zbytu, a podczas depresji odwrotnie — amplituda wahań sezonowych produkcji będzie większa, niż amplituda wahań zbytu. Klasycznym tego przykładem u nas jest przemysł cementowy (p. § 6).

Jeśli chodzi o nieliczne wypadki, w których sezonowość produkcji jest wyłącznie określona przez czynniki technologiczne, to tu też podczas kryzysu powstaje nadmiar aparatu produkcyjnego, umożliwiający wykonanie planu produkcyjnego w okresie krótszym od określonego czynnikami technologicznemi. Ponieważ w czasie normalnym, spowodu krótkiego okresu produkcji, a więc długotrwałego unieruchomienia kapitału stałego, oszczędza się naogół na rozmiarach tego kapitału, zastępując go w miarę możliwości technicznych kapitałem obrotowym, podczas kryzysu zastępcze stosowanie kapitału obrotowego, który mógł być np. używany do szybkiego uruchomienia produkcji w celu wykorzystania pełnego okresu produkcyjnego, staje się zbędne. Uruchomienie produkcji może się odbywać w sposób bardziej wolny, bez pociągania za sobą dodatkowych kosztów, zazwyczaj koncentrując się w środkowych miesiącach danego okresu produkcyjnego, jednakże w miarę dalszego relatywnego wzrostu aparatu produkcyjnego, dalsza koncentracja produkcji będzie wynikiem ogólnych ko-

rzyści połączonych z koncentracją (p. § 7 — Cukrownie i tartaki).

Sezonowość zbytu dóbr produkcyjnych kształtuje się oczywiście całkowicie w zależności od każdorazowych wahań produkcji, do której dane dobro jest używane. Jednakże w wypadkach, gdy dane dobro produkcyjne było dostarczane różnym przemysłom, wówczas sezonowość zbytu tego dobra może się zmienić nietylko naskutek zmiany sezonowości produkcji w odnośnych przemysłach, lecz także naskutek różnego reagowania produkcji w tych przemysłach na zmiany konjunkturalne. Przykładem tego mogą być np. maszyny rolnicze (p. § 8), jeżeli jako osobne przemysły potraktujemy uprawy ozime i jare, z których te ostatnie są znacznie bardziej czułe na konjunkturę, zarówno rolną jak i przemysłową.

3. Zmiany wahań sezonowych cen dóbr nie dających się przechowywać wynikają całkowicie ze zmian sezonowości zbytu i produkcji tych dóbr. Również zmiany podczas kryzysu, wahań sezonowych cen zależnych od kosztów kapitału i ryzyka konjunkturalnego, polegające na zaostrzeniu tych wahań są zupełnie zrozumiałe, gdyż w początkowym okresie kryzysu koszty kapitału rosną, lecz co najgłówniejsze premja od ryzyka konjunkturalnego podczas całego trwania kryzysu jest szczególnie wysoka.

W powyższym schemacie rozpatrzyliśmy wszystkie przyczyny zmian wahań sezonowych o charakterze gospodarczym. Pozostaje nam jeszcze rozpatrzenie jednej dosyć ważnej i oczywistej, choć zbyt często przeoczanej przyczyny zmian wahań sezonowych o charakterze ogólnym techniczno - statystycznym, polegającej na tem, że dosyć często na podstawie niezbyt szczegółowych kryterjów technologicznych łączy się w jeden szereg zbiorowości o dosyć różnym przebiegu sezonowości i o dosyć różnym charakterze ekonomicznym. Składowe te zbiorowości reagują w odmienny sposób na zmiany konjunktury, wywołując przez to zmianę wahań sezonowych całego szeregu. Przykładem tego jest budownictwo, pod którem to określeniem rozumie się najróżnorodniejsze budowle o odmiennym charakterze i odmiennej sezonowości; szczegółowo tę sprawę omawiamy w części II niniejszej pracy.

Pozatem na zmianę sezonowości zbytu (u producenta) dóbr zarówno konsumcyjnych jak i produkcyjnych może mieć pewien wpływ także zmiana techniki dystrybucyjnej, gdy np. w handlu pod wpływem radykalnych zmian kredytowania, jakie często podczas kryzysu mają miejsce, opóźnia się znacznie zakupy sezonowe. Dotyczy to głównie dóbr t. zw. „sezonowych".

Dotychczas dla zachowania ciągłości rozumowania staraliśmy się unikać obszerniejszego omawiania konkretnych przykładów ilustrujących nasze tezy, odkładając to do części II niniejszej pracy.

II.

§ 4. Uwagi metodologiczne. W celu liczbowego uchwycenia zmian wahań sezonowych poszczególnych szeregów statystycznych nie zastosowano tutaj metody Kuznetsa [1], przyjętej również przez Wiśniewskiego, głównie ze względu na to, że metoda ta pozwala stwierdzić, czy zachodzi zmiana amplitudy wahań sezonowych, jak również kształtu krzywej, lecz nie mówi jak się ten kształt krzywej zmienił, inaczej mówiąc nie podaje tego, coby można było nazwać topografją zmian sezonowości, a co dla naszego dowodu jest niezbędne. W związku z tem, a także odpowiednio do bardziej ograniczonego zadania posłużyliśmy się w naszym wypadku metodą zupełnie prymitywną, lecz dość pożyteczną przez to, że uwzględnia ona to, cośmy wyżej nazwali topografją zmian wahań sezonowych. Mianowicie okres 1928 — 1933, który wzięliśmy za podstawę do naszych badań, podzieliliśmy na dwa okresy trzyletnie, obejmujące odpowiednio lata 1928 — 1930 i 1931 — 1933, różniące się wyraźnie jeśli chodzi o fazę cyklu konjunktualnego. Następnie dla każdego z tych okresów obliczono kwartalne wskaźniki sezonowości metodą stosunków do średniej cztero - kwartalnej, jako najprostszą. Następnie, dzieląc wskaźniki z okresu 1931 — 1933 przez wskaźniki z okresu 1928 — 1930, otrzymano współczynniki zmian sezonowości, które zaszły w okresie 1931 — 1933 w stosunku do okresu poprzedniego. Błędy związane z nieeleminowaniem wahań przypadkowych w ramach poszczególnych okresów, nie mają w tym wypadku zasadniczego znaczenia. Mianowicie chodzi tu nie o ustalenie rzeczywistych wskaźników wahań sezonowych, lecz o uchwycenie ich zmian w jednym okresie w stosunku do drugiego okresu, a należy przypuszczać, że czynniki przypadkowe rozłożą się w obu tych równych okresach dostatecznie równomiernie, aby nie zaciemniać tych tendencyj. Rezultaty tych obliczeń dla wybranych przez nas przykładów przedstawia tablica na str. 5.

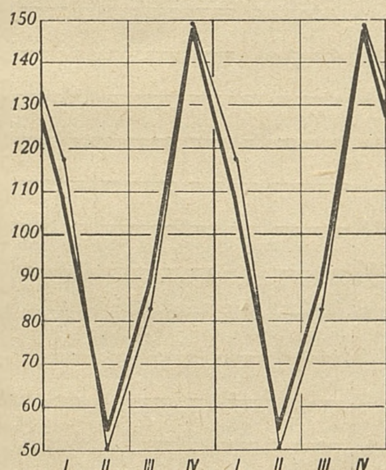
§ 5. Zbyt nafty wykazuje podczas kryzysu silniejszą koncentrację w okresie zimowym (IV i I kwartał), kiedy popyt na naftę jest najwyższy, i odpowiednie zmniejszenie się w okresie letnim. Wynika to stąd, że w zimie, kiedy dzień jest krótki, nafta jest niezbędna dla zapewnienia normalnego biegu czynnościom domowym, natomiast w lecie, kiedy dzień jest długi, oświetlanie mieszkania nie jest rzeczą konieczną i dla pewnych grup społecznych może mieć charakter „luksusu". To też obniżenie się dochodów tych grup musiało się odbić przedewszystkiem na zredukowaniu stosowania nafty latem.

§ 6. Sezonowość produkcji w cementowniach jest jaskrawym przykładem wpływu

[1] Szczegóły tej metody można znaleźć w cytowanej już pracy J. Wiśniewskiego, str. 5.

Nazwa szeregu	Kwartał	Wskaźniki wahań sezonowych w okresie 1928—1930	1931—1933	Współczynniki zmian wahań sezonowych
1. Zbyt nafty w kraju	I	108,6	117,5	1,08
	II	54,7	50,5	0,92
	III	89,0	82,9	0.93
	IV	147,7	149,0	1,01
2. Zatrudnienie w tartakach	I	101,6	102,4	1,01
	II	115,7	121,5	1,05
	III	102,5	99,0	0.97
	IV	80,2	77,1	0,96
3. Cementownie a) produkcja	I	52,0	12,7	0,25
	II	118 3	150,5	1,27
	III	145,1	162,3	1,12
	IV	84,6	74,6	0,88
b) zbyt	I	43,5	28.8	0,62
	II	131,6	149.7	1,14
	III	148,9	152,0	1,02
	IV	76,3	67,1	0,88
4. Maszyny rolnicze a) Zatrudnienie w fabrykach maszyn rolniczych	I	103,9	97,7	0,94
	II	98,6	91,2	0,92
	III	105,8	107,4	1,01
	IV	91,6	104,0	1,13
b) zamówienia na maszyny rolnicze	I	119,7	62,1	0.52
	II	90,3	79,0	0,87
	III	128,3	186,3	1,45
	IV	61,8	72,3	1,17
5. Budownictwo a) zatrudnienie w przemyśle budowlanym	I	60,8	55,6	0,91
	II	104,0	103,4	0,99
	III	129,1	134,9	1,04
	IV	106,0	106,1	1,00
b) przewozy wapna	I	70,8	62,4	0,88
	II	121,2	136,6	1,12
	III	120,6	126,8	1,05
	IV	87.5	74,8	0,85

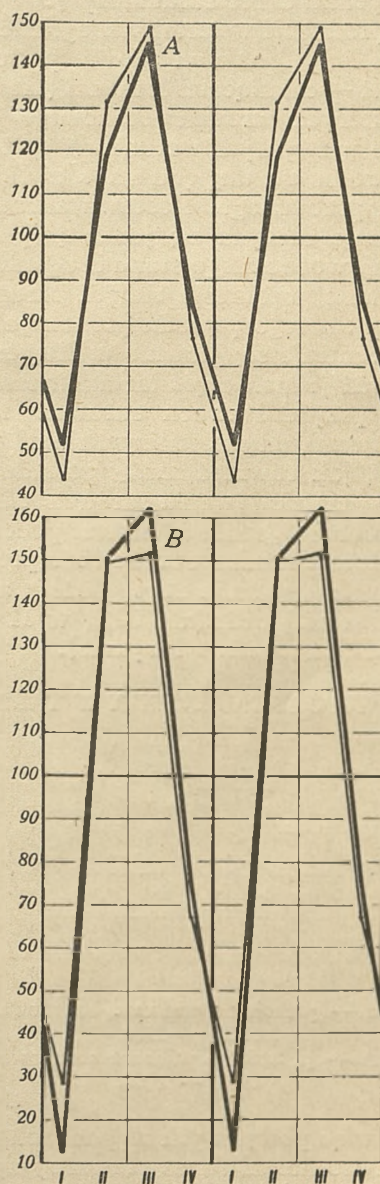
SEZONOWOŚĆ ZBYTU NAFTY



Linja gruba — przeciętne wahania sezonowe w okresie 1928 — 1930.
Linja cienka — przeciętne wahania sezonowe w okresie 1931 — 1933.

stosunku rozmiarów aparatu produkcyjnego do produkcji na sezonowość produkcji. W okresie dobrej stosunkowo konjunktury (1928 — 1930) wahania sezonowe produkcji cementu były słabsze od wahań zbytu. Średnie odchylenie dla przeciętnych wahań sezonowych produkcji w tym okresie wynosiło 35% w porównaniu z 48% dla zbytu. Podczas kryzysu natomiast (1931 — 1933), naskutek szczególnie silnego wzrostu relatywnego nadmiaru aparatu produkcyjnego, wahania sezonowe produkcji cementu wykazują większą amplitudę niż wahania sezonowe zbytu. Średnie odchylenie dla wskaźników sezonowości produkcji w tym okresie wynosiło 61%, a dla zbytu tylko 53%. Mówiąc inaczej w latach dobrej konjunktury w czwartym i pierwszym kwartale przygotowywano zapasy na sezon wiosenny; podczas złej konjunktury produkuje się w głównym okresie produkcji (III kwartał) ilość wystarczającą do pokrycia zapotrzebowania zimowego, a w zimie produkcja ustaje prawie całkowicie.

SEZONOWOŚĆ PRODUKCJI I ZBYTU CEMENTU

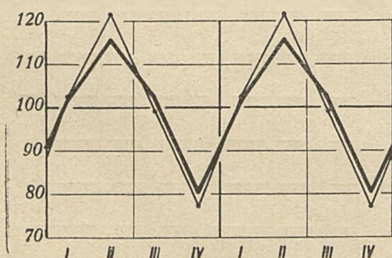


A — produkcja cementu, *B* — zbyt cementu.
Linja gruba — przeciętne wahania sezonowe w okresie 1928 — 1930.
Linja cienka — przeciętne wahania sezonowe w okresie 1931 — 1933.

§ 7. Cukrownie i tartaki. Sezonowość produkcji w cukrowniach wynika z faktu, że w polskich warunkach klimatycznych buraki cukrowe w około 80 dni po zbiorach zaczynają się rozkładać i tracić zawartość cukru. W ten sposób cała produkcja cukrowni powinna być wykonana w ciągu 80 dni po zbiorach buraków cukrowych. Oczywiście może tu mieć zastosowanie t. zw. zasada substytucji, t. zn. że w pewnych warunkach może się bardziej opłacać przeciąganie kampanji cukrowej ponad okres 80-dniowy niż usprawnienie tych czy innych urządzeń wytwórczych, które umożliwiłyby odpowiednie skrócenie czasu trwania kampanji. Jak wykazują badania Instytutu, kampanja cukrowa w r. 1929/30 trwała przeciętnie dla wszystkich cukrowni 80,1 dni, w poszczególnych jednak wypadkach czas jej trwania przedłużał się nieraz o 30 dni ponad okres zasadniczy [1]).

Okres produkcji w tartakach ograniczony jest z jednej strony terminem dostawy surowca, z drugiej zaś — miesiącami letniemi (III kwartał), podczas których surowca sosnowego przechowywanego w zwykłych warunkach już przerabiać nie wolno ze względu na t. zw. „sinienie" materjału przetartego. Dostawa surowca, którego ścinanie zaczyna się jesienią (październik —listopad), wobec złego stanu dróg odbywać się może głównie w okresie silnych mrozów (styczeń—luty). Z tego powodu produkcja w tartakach koncentruje się głównie w drugim kwartale. Ponieważ jednak część tartaków może posługiwać się przy dostawach surowca kolejkami wąskotorowemi, uniezależniając się od wpływów atmosfery, jak również może posiadać baseny wodne do przechowywania surowca, chroniąc go w ten sposób od „sinienia" nawet podczas przerobu w okresie letnim, sezonowość produkcji w tartakach nie wykazuje zbyt dużej amplitudy (w IV kwartale wskaźnik 80,2, w II kwartale 115,7 p. tablica na str. 9 i wykres).

SEZONOWOŚĆ ZATRUDNIENIA W TARTAKACH



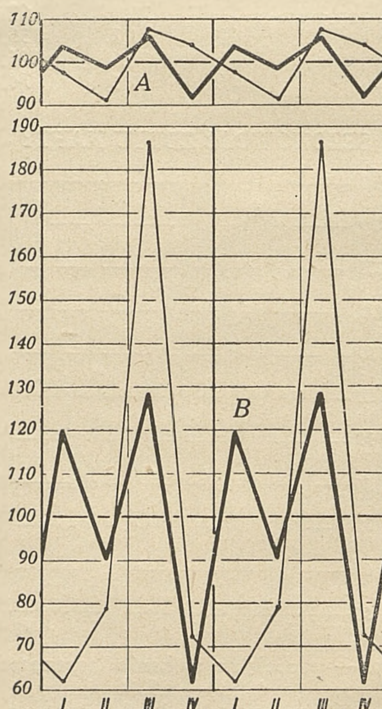
Linja gruba — przeciętne wahania sezonowe w okresie 1928 — 1930.
Linja cienka — przeciętne wahania sezonowe w okresie 1931 — 1933.

W obu więc powyższych wypadkach ze względu na bardzo krótki okres produkcyjny, istnieje tendencja do ograniczania w miarę możliwości technicznych rozmiarów kapitału stałego, kosztem zwiększania kapitału obrotowego, jak np. przez przyśpieszenie dostawy surowca i t. p. Podczas kryzysu więc, gdy relatywna zdolność wytwórcza znacznie się podniesie ,nastąpi koncentracja produkcji, najpierw przez to, że uruchomienie produkcji będzie się odbywać w tempie wolniejszym, czyniąc zbędnemi dodatkowe nakłady kapitału obrotowego, a następnie jeżeli relatywny nadmiar zdolności wytwórczej będzie się nadal powiększał przez korzyści samej koncentracji.

§ 8. Wskaźniki sezonowości zatrudnienia w fabrykach maszyn rolniczych i zamówień na te maszyny wykazują podczas kryzysu (w okresie 1931/33) znaczny wzrost w drugiem półroczu, a zmniejszenie się w pierwszem, pomimo, że w okresie 1928—1930 wskaźniki w pierwszem półroczu były nieco wyższe niż w drugiem (p. tablica na str. 9 i wykres).

Zjawisko to można tłumaczyć wpływem dwu czynników. Przedewszystkiem naskutek kryzysu rolnego nastąpiła zmiana sezonowości w dochodach rolników. Wobec masowego wyprzedawania się jesienią dochody w tym okresie stosunkowo są większe. Do dochodów zaś stosują się zakupy. Pozatem na przesunięcia się sezonowości zakupów maszyn do 2-go półrocza miało wpływ zmniejszenie upraw jarych i wynikające stąd zmniejszenie się robót rolnych wiosną, a wzrost

SEZONOWOŚĆ ZATRUDNIENIA W FABRYKACH MASZYN ROLNICZYCH I ZAMÓWIEŃ NA MASZYNY ROLNICZE



A — zatrudnienie w fabrykach maszyn rolniczych,
B — zamówienia na masz. roln.
Linja gruba — przeciętne wahania sezonowe w okresie 1928 — 1930.
Linja cienka — przeciętne wahania sezonowe w okresie 1931 — 1933.

[1]) Sprawozdanie z badania ceny cukru. Sprawozdania i przyczynki naukowe Inst. Badania Konjunktur Gospodarczych i Cen, Nr. 11, 1931, str. 151.

jesienią. Szczególnie silny wzrost wskaźników sezonowości zamówień w maksymalnym III kwartale mógł być wywołany tem, że podczas kryzysu zmniejszyło się bardzo silnie zapotrzebowanie na maszyny droższe, które należało zamawiać na czas dłuższy zgóry, zwiększył się natomiast udział maszyn najprostszych, sprzedawanych bezpośrednio ze składów [1]).

§ 9. Sezonowość w budownictwie zależna jest od czynników technologicznych związanych ze zmianami atmosferycznemi, których wpływ jednakże dla poszczególnych robót i stadjów w budownictwie jest różny. Np. roboty murarskie i ziemne nie mogą w normalnych warunkach być prowadzone podczas mrozów, tak że w Polsce okres, w którym one mogą być wykonywane, waha się około 9 miesięcy. Natomiast roboty instalacyjne i częściowo wykończeniowe prowadzone w lokalach zamkniętych mogą się odbywać przez cały rok. Roboty więc o charakterze niemieszkaniowym, jak np. budowy publiczne, planowane zazwyczaj na okres dłuższy niż jeden sezon, prowadzone są w miarę jak na to pozwalają warunki atmosferyczne. Drobne budowle mieszkaniowe natomiast, których okres budowy wynosi w Polsce przeciętnie 6 miesięcy [2]), mogą, nawet w ramach tych 9 miesięcy, nadających się do prowadzenia wszelakich robót, układać się w ten czy inny sposób. Otóż sezonowość tego drobnego budownictwa mieszkaniowego jest określona przez fakt, że ze względów zdrowotnych pożądanem jest, aby budowle przeznaczone do zamieszkania jeszcze w tym samym sezonie, były wykończone w okresie stosunkowo jeszcze wysokiej temperatury (dla szybkiego wyschnięcia zaprawy murarskiej), który u nas mniej więcej wypada na trzeci kwartał. Wobec tego budowle te powinny być rozpoczynane już w końcu kwartału pierwszego. W ten więc sposób ogólna sezonowość w budownictwie zależy od sezonowości budownictwa mieszkaniowego, którego działalność ogranicza się prawie wyłącznie do dwóch środkowych kwartałów (II i III) w roku, oraz od sezonowości budownictwa niemieszkaniowego, rozkładającego się znacznie bardziej równomiernie w ciągu całego roku.

Zmiana sezonowości w budownictwie [3]) polega na silniejszem podczas kryzysu skoncentrowaniu działalności budowlanej w dwóch środkowych kwartałach roku. Wynika to stosownie do naszej tezy, ze zmiany pod wpływem kryzysu struktury budownictwa, polegającej na zwiększeniu się udziału w budownictwie ogólnem drobnego budownictwa mieszkaniowego, w którem działalność produkcyjna ogranicza się głównie do dwóch środkowych kwartałów w roku, podczas gdy w pozostałych rodzajach budownictwa działalność produkcyjna jest znacznie bardziej równomiernie rozłożona w ciągu roku. Na ten moment zwrócił już uwagę w swem opracowaniu Wiśniewski, lecz potraktował to jako czynnik uboczny, nie przypisując mu znaczenia decydującego.

Stosunek wskaźnika budownictwa mieszkaniowego (reprezentowanego przez przewozy wapna) do wskaźnika budownictwa niemieszkaniowego (reprezentowanego przez zamówienia na żelazo „budowlane" [4])) kształtował się w sposób następujący:

1928 — 1,0
1929 — 1,2
1930 — 1,2
1931 — 1,6
1932 — 1,5
1933 — 1,5

Jak widać wyraźnie, dysproporcja w rozwoju budownictwa mieszkaniowego i niemieszkaniowego zaznaczyła się dopiero w r. 1931, był to również rok, w którym po raz pierwszy zmiany wahań sezonowych zaznaczyły się wyraźniej. Że ta dysproporcja miała wpływ na zmianę wahań sezonowych budownictwa ogółem, postaramy się udowodnić, wykazując, że szeregi statystyczne charakteryzujące budownictwo niemieszkaniowe (jakkolwiek nie wolne całkowicie od wpływów budownictwa mieszkaniowego), a mianowicie zatrudnienie w przemyśle budowlanym (w przedsiębiorstwach zatrudniających 20 i więcej robotników), wykazują zmiany wahań sezonowych stosunkowo nieznaczne (które też swoją drogą postaramy się wyjaśnić) i niepodobne do zmian wykazywanych w szeregach statystycznych, reprezentujących budownictwo mieszkaniowe jak przewozy wapna, stosowanego zresztą w dość znacznym zakresie i w budownictwie mieszkaniowym (p. tablica na str. 5 i wykres).

Zatrudnienie w budownictwie, reprezentujące budownictwo niemieszkaniowe, wykazuje stosunkowo nieznaczne zmiany wskaźników sezonowości. Niewątpliwie może to być wywołane wpływem budownictwa mieszkaniowego, od którego ten szereg nie jest zupełnie wolny. Lecz można to wytłumaczyć i w inny sposób. Mianowicie podczas dobrej konjunktury istnieje spewnością dość dużo robót t. zw. terminowych, gdzie zależy na możliwie wczesnem wykonaniu tych robót. To też są one prowadzone i w zimie przy stosowaniu środków zabezpieczających od wpływu niskiej temperatury. Zależność tych ro-

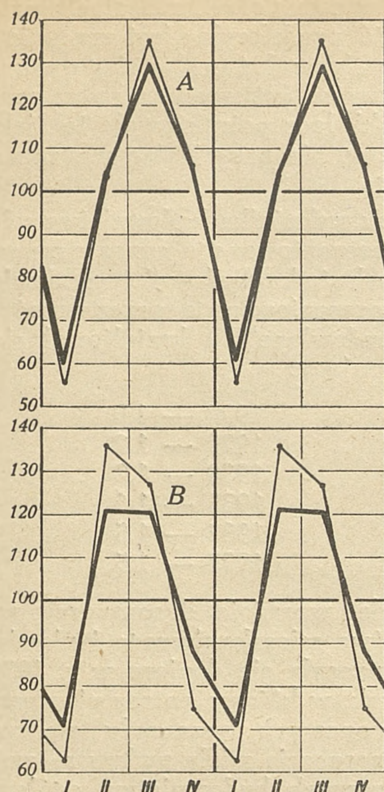
---

[1]) Por. J. Zagórski. Inwestycje maszynowe w rolnictwie. Rolnictwo, luty 1934 r.

[2]) Ruch budowlany w Polsce w r. 1931. G. U. S. str. 74.

[3]) W braku, w Polsce, oryginalnych szeregów statystycznych, któreby reprezentowały ogół budownictwa, rozważania poniższe odnoszą się głównie do gałęzi przemysłów zaopatrujących wszystkie rodzaje budownictwa.

[4]) Michał Kalecki. Nowy wskaźnik inwestycyj. Prace Instytutu Badania Konjunktur Gospodarczych i Cen, zeszyt 1 z roku 1934.



A — zatrudnienie w przemyśle budowlanym,
B — przewozy wapna.

Linja gruba — przeciętne wahania sezonowe w okresie 1928 — 1930.

Linja cienka — przeciętne wahania sezonowe w okresie 1931 — 1933.

bót od temperatury zimowej jest spewnością duża, gdyż im niższa jest temperatura, tem wyższe są koszty tego zabezpieczenia i odwrotnie. Podczas kryzysu tych „terminowych" robót jest znacznie mniej. Stąd też prawdopodobnie wynika fakt, że podczas kryzysu zatrudnienie w budownictwie najsilniej się kurczyło w kwartale pierwszym. Tem również można wyjaśnić fakt, stwierdzony przez Wiśniewskiego, że podczas stosunkowo dobrej konjunktury istnieje duża zależność pomiędzy zatrudnieniem w budownictwie a temperaturą w miesiącach zimowych, oraz, że podczas kryzysu zależność ta jest zupełnie nieznaczna [1].

Przewozy wapna wykazują znacznie większe zmiany wahań sezonowych, polegające stosownie do naszej tezy na zwiększeniu się wskaźników sezonowych dla dwóch kwartałów środkowych, oraz na zmniejszeniu wskaźników dla kwartałów początkowego i końcowego, pod wpływem zmniejszonego udziału w budownictwie ogólnem, budownictwa niemieszkaniowego. Wyniki powyższe znajdują również potwierdzenie w obliczeniach Wiśniewskiego, wykazujących dla zatrudnienia w przemyśle mineralnym, reprezentującego raczej ogół budownictwa, znacznie większe odchylenie amplitudy podczas kryzysu, niż dla zatrudnienia w przemyśle budowlanym [2].

III.

§ 10. W pracy niniejszej przeprowadziliśmy więc możliwie dokładną analizę wszystkich przyczyn zmian wahań sezonowych, ilustrując otrzymane tezy przykładami z życia gospodarczego i otrzymując na tej drodze potwierdzenie tych tez. Uzyskane przez nas rezultaty pozwalają naszem zdaniem na bardziej jasne i wyczerpujące wyjaśnienie przyczyn zmian wahań sezonowych niż to było dotychczas robione. Taki cel właśnie postawiliśmy sobie. W wyniku pracy podkreślić chcemy zwłaszcza jeden punkt — ujawnienie złożonego charakteru wahań sezonowych, ich zależności od wielu różnych czynników i wynikającej stąd czułości na każde — przynajmniej teoretycznie — zakłócenie równowagi układu gospodarczego.

---

[1]) l. c. str. 11.
[2]) l. c. str. 7.

JAN WIŚNIEWSKI

O mierze skuteczności eliminacji sezonowości

§ 1. Układ współczynników sezonowości można traktować jako sui generis wyrażenie na regresję pewnej zmiennej, np. zatrudnienia w określonej gałęzi przemysłu, względem czasu, wyrażonego w miesiącach [1] lub t. p. jednostkach. Istotnie, postępowanie przy wyznaczaniu tych współczynników ma charakter typowo korelacyjny, jakkolwiek stosowane metody są nieraz swoiste. Zakłada się zazwyczaj, iż wahania sezonowe powtarzają się z roku na rok bez zmiany (lub też ulegają zmianom o charakterze systematycznym). Ponadto jednak zachodzą w rzeczywistości inne zmiany w szeregach czasowych, a więc konjunkturalne, trendowe i — najbardziej odczuwalne w krótkich okresach czasu — przypadkowe. Każda z dziesiątków znanych dotychczas metod obliczania sezonowości stawia sobie za cel wyeliminować te uboczne czynniki, aby otrzymać „oczyszczony" od nich przebieg sezonowy. Że potem stosujemy znowu oczyszczenie szeregu oryginalnego od wpływu sezonowości, to nie zmienia istoty stosowanych metod, które, jak już powiedzieliśmy, mają typowo korelacyjny charakter. Podstawowem bowiem założeniem teorji korelacji jest przyjęcie, iż na kształtowanie się wartości zmiennej wpływa pewna wielość przyczyn, które klasyfikujemy jako „główne" i „przypadkowe". Zadaniem metod korelacyjnych jest wyosobnienie wpływu przyczyn „głównych", po wyeliminowaniu wpływu „przypadkowych". Jak widzimy więc, wyznaczenie układu współczynników sezonowości jest istotnie zadaniem typowo korelacyjnem.

Wobec powyższego zupełnie naturalnie nasuwa się myśl, aby do badania sezonowości zastosować metody znane z ogólnej teorji korelacji. W szczególności można zastosować jakąś miarę korelacji do zmierzenia, w jakim stopniu wyznaczony przez nas układ współczynników sezonowości tłumaczy zachodzące w zaobserwowanym szeregu wahania. Za ogólną miarę korelacji można przyjąć określoną przez wzór:

$$R = \sqrt{1 - \frac{s^1}{\sigma^2}} \qquad (1)$$

Jak się staraliśmy wykazać na innem miejscu [2], szczególnemi wypadkami tego wzoru są współczynnik korelacji prostolinjowej, stosunek korelacji do zmierzenia, w jakim stopniu wy- σ we wzorze (1) oznacza stale średnie odchylenie liczb zaobserwowanych, natomiast od sposobu zdefinjowania wielkości s zależy znaczenie miary R i jej wartość liczbowa; ogólnie s oznacza średni błąd wartości, otrzymanych z wyrażenia na regresję.

§ 2. Zastanówmy się teraz, jakie znaczenie powinniśmy nadać wielkościom σ i s w zastosowaniu do zagadnień sezonowości. Co do średniego odchylenia σ, to jest przyjęte, iż oblicza się je od średniej arytmetycznej ogółu obserwacyj (σ jest pierwiastkiem kwadratowym ze średniej arytmetycznej kwadratów odchyleń wartości zaobserwowanych od ich średniej arytmetycznej). W naszym wypadku wszakże wypada ten sposób obliczania zakwestjonować. Jakaż jest rola średniej arytmetycznej w szeregach statystycznych? Może lepiej ją uwypukli termin „nadzieja matematyczna". A więc średnia arytmetyczna jest to wartość, jakiej możemy oczekiwać w wypadku nieistnienia wahań przypadkowych (lub też wyeliminowania ich wpływu dzięki dużej liczbie prób). Przy a-

---

[1]) Gini uważa numer miesiąca za cechę jakościową „cykliczną". (artykuł „Indici di omofilia etc." w Atti del Reale Istituto Veneto tomo LXXIV — 1914/15, p. seconda, str. 598). Nie możemy się zgodzić z tym poglądem. Czyżby Gini chciał uważać za cechę jakościową wysokość słońca nad horyzontem, która to wielkość podlega zmianom cyklicznym? A przecież podział roku na miesiące przeprowadzony jest nie według cech jakościowych (np. gdybyśmy podzielili rok na dni pogodne i niepogodne), lecz według dających się zmierzyć zjawisk astronomicznych, które służą nam za wskaźnik czasu.

[2]) „Kilka uwag o miarach korelacji" — Kwartalnik Statystyczny, 1934, zesz. 3—4, str. 536.

nalizie korelacyjnej niektóre czyniki spośród przypadkowych awansują do godności „głównych", które rozpatrujemy oddzielnie. Lecz i wówczas możemy rozpatrywać średnią arytmetyczną jako średnią wartości, przyjmowanych przez zmienną zależną przy różnych wartościach zmienej niezależnej i przy wyeliminowaniu wpływu przypadkowości. W zastosowaniu do badania sezonowości rozumowania takiego nie możnaby przeprowadzić. Średnia arytmetyczna z okresu dziesięcioletniego nie jest tą wartością, jakiej moglibyśmy oczekiwać dla każdego miesiąca każdego roku, gdyby wyeliminowano wpływ czyników przypadkowych, ani też średnią tych wartości, jakie istniałyby przy różnych wartościach czynnika sezonowego („różnych" — t. zn. dla poszczególnych miesięcy od stycznia do grudnia) i przy wyeliminowaniu przypadkowości. Poza sezonowością i przypadkowością działają jeszcze inne czynniki, które powodują wahania bardzo silne, a więc zmiany konjunkturalne i strukturalne. Aby użyć aktualnego przykładu: nikt nie sądzi, aby cena żyta, jakiej można oczekiwać po wyeliminowaniu wpływu sezonowości i przypadkowości, była ta sama w r. 1928 i 1935.

Wyrażając powyższe rozważania w terminologji korelacyjnej, powiemy, iż problem eliminowania sezonowości jest zadaniem z zakresu korelacji częściowej: najpierw eliminujemy wpływ czyników konjunkturalnych i trendowych, a potem dopiero wpływ sezonowości (powikłanej ewentualnie z czynnikiem przypadkowym). A więc średnie odchylenie σ powinno mierzyć dyspersję liczb zaobserwowanych od liczb, wyrażających łącznie efekt konjunktury i trendu, natomiast średni błąd s dyspersję liczb zaobserwowanych od liczb, wyrażających łącznie efekt konjunktury, trendu i sezonowości[1]). Otrzymana wartość s będzie miarą nie dającej się wytłumaczyć przez konjunkturę, trend ani sezonowość części ogólnej dyspersji naszej zmiennej, a R współczynnikiem wyrażającym dokładność, z jaką możemy przewidzieć przebieg sezonowy zmiennej (przebieg sezonowy — t. j. po uprzedniem wyeliminowaniu czynika konjunkturalnego i trendowego). Przy wartości $R = 0$ badanie sezonowości na nic się nie zdało, bo nie dostarcza żadnych dodatkowych informacyj, przy wartości $R = 1$ trend, konjunktura i sezonowość łącznie tłumaczą bez reszty przebieg wartości zmiennej[2]).

§ 3. Możemy teraz przystąpić do sprecyzowania naszej miary R. Rozpatrzymy najpierw wypadek sezonowości addytywnej, t. j. wypadek, gdy zakładamy, że naskutek wahań sezonowych wartość zmiennej corocznie ulega takim samym zmianom absolutnym, a więc np. zatrudnienie w jakiejś gałęzi przemysłu jest corocznie w maju wyższe o 5000 robotników niż w kwietniu. Oznaczmy przez x zaobserwowaną wartość zmiennej, przez w wartość składnika sezonowego, przez a „normalną" wartość zmiennej, t. j. taką jej wartość, na jaką składają się same tylko czyniki: konjunkturalny i trendowy. Wówczas napiszemy

$$\sigma^2 = \frac{1}{N} \Sigma (x-a)^2 \tag{2}$$

oraz

$$s^2 = \frac{1}{N} \Sigma (x - w - a)^2 \tag{3}$$

gdzie sumowanie rozciągnięte jest na wszystkie N miesięcy okresu badanego. Zakładamy przytem, że

$$\Sigma w = \Sigma (x - a) = 0 \tag{4}$$

Nad sposobem obliczenia w dla poszczególnych miesięcy nie będziemy się obecnie zastanawiali; przyjmiemy, że znajdująca tu zastosowanie metoda jest nam dana, przyczem może ona prowadzić do wyznaczenia bądź sezonowości stałej, bądź zmiennej[3]).

Wypada się natomiast zastanowić nad określeniem wartości a. Nie jest rzeczą łatwą oznaczyć liczbowo udział wahań konjunkturalnych lub trendowych w ogólnej wartości zmiennej. Możemy jednak określić ich udział łączny drogą eliminacji logicznej. Jak wiadomo, zazwyczaj przyjmuje się, iż na wartość pewnej zmiennej w szeregu czasowej składają się następujące czyniki: trendowy, konjunkturalny, sezonowy i przypadkowy. Przez trend rozumiemy w tym wypadku wszelkie t. zw. zmiany strukturalne, dalej wahania „długofalowe", wreszcie zmiany wynikające np. z działań wojennych. Wahania przypadkowe natomiast ograniczamy do odchyleń o niewielkiej amplitudzie i krótkim czasie trwania. Otóż możemy śmiało przyjąć, że wahania sezonowe i przypadkowe rozgrywają się na przestrzeni niedłuższej od jednego roku, natomiast obie pozostałe kategorje wahań — na przestrzeni conajmniej paroletniej. A zatem taki szereg, gdzie wyeliminowane byłyby (w sensie sprowadzenia do przeciętnej) wahania krótkookresowe, stanowiłby wyraz liczbowy łącznego efektu konjunktury i trendu.

---

[1]) Por. np. Yule „Wstęp do teorji statystyki" Warszawa 1921, str. 280.

[2]) W świetle powyższych rozważań możemy poddać krytyce miarę, jaką dla celu mierzenia skuteczności eliminacji sezonowości proponuje R. von Huhn („Standard deviation as a measure of seasonal adjustment", Journal of the American Statistical Association, March, 1933, str. 70 — 75). Miara ta w naszych symbolach wyraża się następująco: $R = 1 - s/\sigma$. Pomijamy narazie kwestję niestosowania przez Huhna podnoszenia do kwadratu i pierwiastkowania, aczkolwiek nasze stanowisko jest słuszniejsze; bardziej istotny jest sposób obliczania σ, które u amerykańskiego autora oznacza poprostu średnie odchylenie od średniej arytmetycznej. Skutkiem tego mogą zajść sytuacje (i w przytoczonych przez Huhna przykładach rzeczywiście zachodzą), gdy przebieg sezonowości jest zupełnie normalny, jednakże wartość R jest bardzo niska, gdyż zachodzą znaczne wahania konjunkturalne i strukturalne.

[3]) Zależnie od metody wyznaczenia w praktyczne obliczenie s ze wzoru (3) może być znacznie uproszczone.

Szeregiem takim jest w dużem przybliżeniu szereg wartości dwunastomiesięcznej [1]) arytmetycznej średniej ruchomej. Wyeliminowane są z niego całkowicie wahania sezonowe, które przyjęliśmy jako addytywne, — o ile mamy do czynienia z sezonowością stałą; jeżeli występuje sezonowość zmienna, to w każdym razie średnia ruchoma eliminuje jej wpływ z dużem przybliżeniem, tem większem, im mniejsze są wahania sezonowości z roku na rok. Możemy również przyjąć za wyeliminowane z dostateczną dokładnością wahania przypadkowe, pojęte w powyżej określonym wąskim sensie [2]). Nasuwa się jednak pewna wątpliwość, czy średnia ruchoma nie eliminuje również pewnej części zmian konjunkturalnych i trendowych. Na pytanie to można odpowiedzieć bezwzględnie przecząco tylko w tym wypadku, gdy szereg wartości, przedstawiających łączny efekt konjunktury i trendu, jest postępem arytmetycznym. Jeśli szereg ten, nie będąc prostolinijnym, jest mimo to monotoniczny (stale rosnący lub stale malejący), to błąd średniej ruchomej jest bardzo mały; jeżeli w danym okresie 12-miesięcznym mieści się maximum lub minimum konjunkturalno-trendowe, to błąd rośnie[3]), mimo to jednak nie osiąga nigdy pokaźnej wielkości, gdyż okres wahań konjunkturalnych a tembardziej długofalowych znacznie przekracza 1 rok.

A więc dochodzimy do wniosku, że przy obecnym stanie statystyki 12-miesięczna średnia ruchoma najlepiej odpowiada wymaganiom, jakie stawiamy wartościom „normalnym", oznaczonym przez a we wzorach (2) i (3). Również i postulat, aby suma odchyleń wartości zaobserwowanych od normalnych równała się zeru (wzór 4), jest z dostatecznem przybliżeniem spełniony przez 12-miesięczną średnią ruchomą, i to z przybliżeniem tem większem, im dłuższy jest okres badany.

§ 4. W wypadku sezonowości multyplikatywnej[4]), t. j. w takim wypadku, gdy zakładamy, że naskutek wahań sezonowych wartość zmiennej corocznie ulega takim samym zmianom procentowym, a więc np. zatrudnienie w jakiejś gałęzi przemysłu corocznie wzrasta w maju o 10% w stosunku do kwietnia, sytuacja jest nieco odmienna. W wypadku poprzednim, t. j. w wypadku sezonowości addytywnej, idealne wyrównanie wahań sezonowych nastąpiłoby wówczas, gdyby dla każdego miesiąca w ramach okresu badanego zachodziła równość

$$x - w - a = 0 \quad . \; . \; . \; . \quad (5)$$

W wypadku sezonowości multyplikatywnej natomiast idealne wyrównanie byłoby równoznaczne z zajściem równości

$$\frac{x}{aw} = 1 \quad . \; . \; . \; . \; . \quad (6)$$

lub też

$$lgx - lgw - lga = 0 \quad . \; . \; . \quad (6)$$

dla każdego miesiąca w ramach okresu badanego.

Ze względu na podobieństwo wzoru (6') do wzoru (5) wydaje się rzeczą dosyć oczywistą zdefinjować dla wypadku sezonowości multyplikatywnej

$$\varepsilon^2 = \frac{1}{N} \Sigma \, (lgx - lga) \quad . \; . \; . \quad (7)$$

$$s^2 = \frac{1}{N} \Sigma \, (lgx - lgw - lga) \quad . \; . \quad (8)$$

gdzie a określimy także jako 12-miesięczną geometryczną średnią ruchomą; a więc w stosunku do wypadku sezonowości addytywnej ana-

---

[1]) Stosuje się też arytmetyczną średnią ruchomą trzynastomiesięczną, przyczem miesiące skrajne ważymy po ½.

[2]) Jeżeli w okresie badanym występują większe zaburzenia w rodzaju np. strajków, możemy uciec się do szacowania.

[3]) Teoretycznie jest możliwe oszacować błąd, jaki tu popełniamy. Trzeba wszakże zrobić pewne założenia teoretyczne. Jedno z możliwych założeń (podsunięte mi przez p. M. Kaleckiego) — to przyjęcie, iż wahania konjunkturalne dokoła linji trendu dają się wyrazić zapomocą sinusoidy. Wówczas wartość odchylenia średniej ruchomej od linji trendu jest mniejsza od odchylenia rzeczywistej wartości konjunkturalnej w stałym stosunku $\sin\frac{\pi}{p} : \frac{\pi}{p}$, gdzie przez p określona jest długość cyklu konjunkturalnego w latach, jak nas o tem przekonywa prosty rachunek (wystarczy scałkować funkcję $\sin t$ w granicach od jakiegoś t_1 do $t_1 + \frac{2\pi}{p}$, podzielić przez $\frac{2\pi}{p}$ i porównać iloraz z wartością funkcji w punkcie $t_1 + \frac{\pi}{p}$). Praktycznemu zastosowaniu otrzymanych stąd poprawek stoi na przeszkodzie przedewszystkiem fakt, że linja konjunktury bynajmniej nie jest idealną sinusoidą, a następnie konieczność przeprowadzenia dodatkowych badań nad trendem. Inna możliwość polegałaby na tem, że na przestrzeni jednego roku przyjmowanoby linję konjunktury za dającą się dość dokładnie opisać zapomocą paraboli 2 stopnia, a więc o stałej wartości drugich różnic. Przy tem założeniu od wartości średniej ruchomej należałoby każdorazowo odejmować pomnożoną przez 3,8 (w przybliżeniu) wartość drugiej różnicy. Lecz tu znowu napotykamy poważną trudność praktyczną: mianowicie wskutek zachodzenia dość znacznych wahań przypadkowych trudno jest oszacować wartość drugiej różnicy; gdyby wahania takie nie zachodziły, wartość ta byłaby identyczna dla średnich ruchomych i dla krzywej konjunkturalno - trendowej. Jak wykazały próbne obliczenia, przy jednej i drugiej z rozważanych metod poprawka pozostawałaby w granicach 1—2% średniej ruchomej.

[4]) Nie chcemy wcale twierdzić, aby nie mogły istnieć inne, bardziej skomplikowane typy zależności wahań sezonowych od wartości szeregu; jedynie ograniczamy się do omówienia najprostszych, dotychczas w literaturze wyłącznie uwzględnianych.

logja byłaby kompletna, cała różnica polegałaby na zastosowaniu od początku obliczenia logarytmów zamiast liczb bezwzględnych. Taką też metodę przyjęliśmy w badaniu, omówionem w Nr. 2—3 „Prac" z 1934 r.[1]), gdzie po raz pierwszy wzór (1) znalazł zastosowanie do mierzenia skuteczności eliminacji sezonowości, i taką również stosujemy w przykładach niniejszego artykułu.

Pragniemy jeszcze zaznaczyć, że gdybyśmy s zdefinjowali zamiast tak jak we wzorze (8) przez

$$s^2 = \frac{1}{N} \Sigma \left(\frac{x}{aw} - 1 \right)^2 \quad . \; . \; . \; (8')$$

to nie sprawiłoby to wielkiej różnicy, gdyż dla wartości $\frac{x}{aw}$ niezbyt odbiegających od jedności (a tylko takie powinny występować, o ile wahania sezonowe są jakotako regularne i niema wielkich odchyleń przypadkowych) możemy napisać

$$\frac{x}{aw} - 1 = e^{lg \frac{x}{aw}} - 1 = 1 + lg \frac{x}{aw} + {}^1/_2\, lg^2 \frac{x}{aw} + \ldots - 1 \quad (9)$$

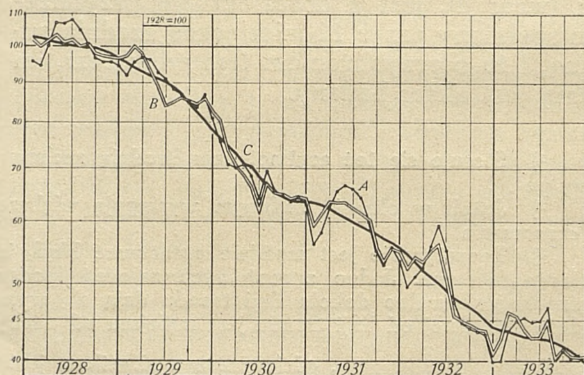
gdzie plus i minus jedność redukuje się, a wyrazy zawierające $lg \frac{x}{aw}$ w potęgach wyższych od pierwszej są bardzo małe co do wartości liczbowej.

W praktycznych przykładach stosuje się zazwyczaj zamiast średniej ruchomej 12 miesięcznej — 13-miesięczną, przyczem miesiące skrajne ważymy po ½, a pozostałe po 1. Chodzi tu o to, by każdy miesiąc badany znajdował się pośrodku okresu, z którego wyliczamy odpowiadającą mu średnią ruchomą, a tego nie można osiągnąć przy parzystej liczbie miesięcy, do średniej takiej włączonych; gdybyśmy zaś wzięli wprost 13 miesięczną średnią ruchomą, to miesiące skrajne (np. styczeń 1934 i styczeń 1935 r.) otrzymałyby zwiększoną wagę, wskutek czego średnia ruchoma nie byłaby już w założeniu samem wolna od wpływu sezonowości.

§ 5. Omówiliśmy wyczerpująco sposób obliczania współczynnika R. Obecnie pozostaje wyjaśnić kwestję jego zastosowania i interpretacji. Wyróżnimy kilka wypadków stosowania miary R.

Pierwszy z tych wypadków — to bezpośrednie zastosowanie jej celem oceny, jaka część dyspersji badanej zmiennej, już po wyeliminowaniu czynników konjunkturalnych i trendowych, daje się wytłumaczyć zapomocą regularnych wahań sezonowych (regularnych — t. zn. stałych lub podlegających pewnym systematycznym zmianom z roku na rok). Właściwszą miarą będzie tu nawet R^2 niż R w pierwszej potędze, a to z uwagi na znany w teorji statystyki fakt, że jeśli wyliczymy miary typu R dla dwóch czynników między sobą niezależnych, które tłumaczą całkowicie (w sensie korelacji) wahania zmiennej zależnej, to zawsze zachodzi równość $R_1^2 + R_2^2 = 1$. Jeżeli więc np. w cytowanej pracy stwierdziliśmy, iż miara R dla sezonowości wskaźnika cen artykułów sprzedawanych przez rolników wynosi 0,72, to należy to interpretować w ten sposób, że wahania sezonowe, zmierzone przy pomocy naszych metod, tłumaczą $0{,}72^2$ czyli około połowy dyspersji tego wskaźnika od jego średniej ruchomej. Druga połowa przypada na wahania przypadkowe oraz na resztki wahań sezonowych, a także trendowych i konjunkturalnych, niewyeliminowane przy pomocy metod, jakie zastosowaliśmy. W wypadku, który po raz pierwszy zbadaliśmy w niniejszej pracy (p. wykr. 2 i 3), a mianowicie w wypadku sezonowości cen nabiału, $R = 0{,}87$, $R^2 = 0{,}75$ czyli że sezonowość tłumaczy trzy czwarte dyspersji cen nabiału od ich średniej ruchomej. Powyższe wyniki liczbowe, jak zresztą i całą naszą metodę, ilustrują załączone wykresy. Na wykresach 1 i 2 przedstawione są trzy krzywe: średnia ruchoma, dane surowe i dane poprawione przez wyeliminowanie sezonowości. Widzimy, że na wykr. 2 (dla nabiału) krzywa danych poprawionych przedstawia większe przybliżenie do średniej ruchomej w porównaniu do krzywej danych surowych, niż na wykr. 1. Odpowiada to właśnie wyższej wartości liczbowej R. Ten sam fakt obrazują również histogramy wykr. 3, z których widać wyraźnie, w o ile znaczniejszych rozmiarach odchylają się od średniej ruchomej dane surowe niż dane poprawione.

WYKR. 1. WSKAŹNIK CEN HURTOWYCH ARTYKUŁÓW SPRZEDAWANYCH PRZEZ ROLNIKÓW
Skala logarytmiczna



A — dane surowe, *B* — poprawione przez wyeliminowanie sezonowości, *C* — średnia ruchoma.

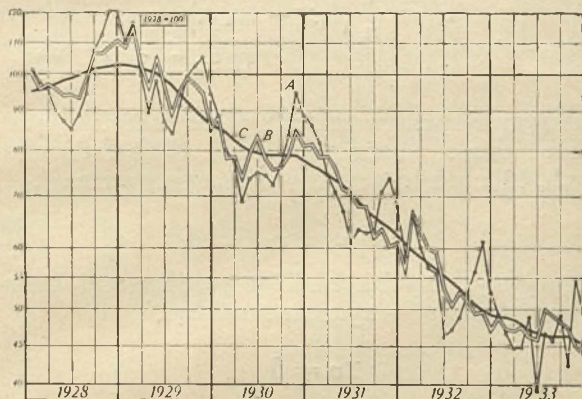
A więc stosowanie miary R może wchodzić w rachubę także i wtedy, gdy chodzi o porównanie dwóch szeregów, zaczerpniętych możliwie z tego samego okresu czasu i opracowanych temi samemi metodami, gdyż wówczas stwarzamy optymalne warunki porównywalności.

Podobnie możemy używać miary R do porównania skuteczności eliminacji sezonowości z tego samego szeregu, lecz w dwóch różnych o-

[1]) „Sezonowość cen artykułów sprzedawanych przez rolników", str. 35.

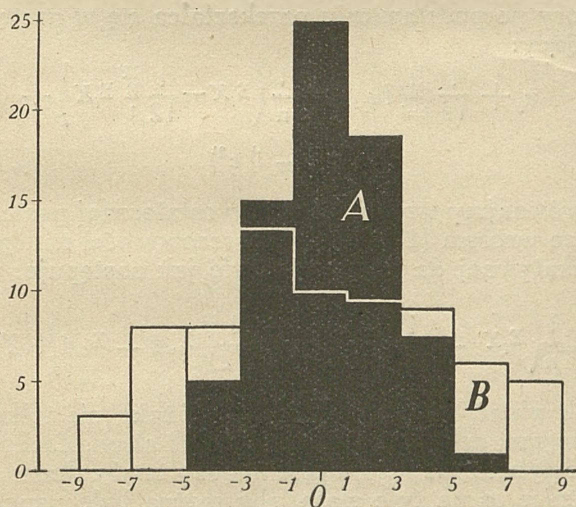
kresach czasu, z których jeden może być tym okresem, na którym oparto wyliczenie współczynników sezonowości, — albo też z jednego szeregu w jednym okresie lecz przy zastosowaniu różnych metod. Ta metoda, która da wyższą wartość R, będzie uznana za skuteczniejszą. Może tu nam chodzić np. o ocenę, o ile skuteczniej współczynniki sezonowości zmiennej eliminują wahania sezonowe od współczynników sezonowości stałej.

WYKR. 2. WSKAŹNIK CEN HURTOWYCH NABIAŁU
Skala logarytmiczna



A — dane surowe, *B* — poprawione przez wyeliminowanie sezonowości, *C* — średnia ruchoma.

WYKR. 3. CENY HURTOWE NABIAŁU



Odchylenia logarytmów wskaźnika od średnich ruchomych.
A — dane poprawione przez wyeliminowanie sezonowości, *B* — dane surowe.
Odchylenia (skala pozioma) wyrażone w setnych częściach jedności. Skala pionowa wyraża liczebność odchyleń, zachodzących w granicach podanych w skali poziomej.

§ 6. W ustępie poprzednim wypowiedzieliśmy zdanie, że miara R może być stosowana celem porównania skuteczności eliminowania wahań sezonowych zapomocą różnych metod. W związku z tem powstaje pytanie, czy nie można skonstruować takiej metody, którąby w każdym wypadku dawała najniższą wartość s i najwyższą wartość R. Istotnie, jest to w zupełności możliwe. Przypuśćmy, że okres badany obejmuje n lat. Postulujemy, że zachodzi sezonowość addytywna stała, przyczem

$$\Sigma\, w = 0 \quad . \; . \; . \; . \; . \; . \quad (4)$$

Wówczas

$$s^2 = \frac{1}{12n}\Big[\sum_1^{11} \Sigma_i (x - w_i - a)^2 + \Sigma_{12}(x - a + w_1 + w_2 + w_3 + \ldots w_{11})^2\Big] \quad . \; . \; . \quad (10)$$

gdzie przez Σ_i oznaczamy sumę, obejmującą dane z i—tego miesiąca (np. Σ_1 ze stycznia). s^2 jest więc funkcją jedenastu zmiennych niezależnych $w_1, w_2, \ldots w_{11}$. Jak wiadomo, s^2 osiąga minimum wtedy, gdy wszystkie pochodne cząstkowe są równe zeru. W ten sposób otrzymujemy jedenaście równań względem współczynników w_i, które to równania po pewnych przekształceniach przybierają następującą postać:

$$2w_1 + w_2 + w_3 + \ldots w_{11} = \frac{1}{n}\Big[\Sigma_1(x-a) - \Sigma_{12}(x-a)\Big]$$
$$w_1 + 2w_2 + w_3 + \ldots w_{11} = \frac{1}{n}\Big[\Sigma_2(x-a) - \Sigma_{12}(x-a)\Big]$$
$$. \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \; . \quad (11)$$
$$w_1 + w_2 + w_3 + \ldots 2w_{11} = \frac{1}{n}\Big[\Sigma_{11}(x-a) - \Sigma_{12}(x-a)\Big]$$

Dodając równania (11) stronami, dzieląc przez 12 i odejmując iloraz od pierwszego z nich, otrzymujemy

$$w_1 = \frac{1}{n}\Sigma_1\,(x - a) - \frac{1}{12n}\cdot\sum_1^{12}\Sigma_i\,(x - a) \quad (12)$$

i zupełnie analogicznie dla wszystkich innych w_i. Mielibyśmy więc pewien warjant metody odchyleń od średniej ruchomej. W stosunku do powszechniej stosowanych metod warjant nasz wyróżnia się tem, że nie stosujemy żadnej medjany, zwykłej czy rozszerzonej, lecz wprost średnią arytmetyczną odchyleń. Nie należy jednak stąd jeszcze wnioskować, aby tamte metody zawierały błąd organiczny. Gdybyśmy postawili sobie za wyłączne zadanie przybliżyć się jaknajbardziej do przebiegu liczb w okresie badanym, to w rzeczy samej bezwzględnie należałoby stosować wzór (12). Ale przy obliczeniu współczynników sezonowości najczęściej zamierzamy je stosować w drodze ekstrapolacji, to jest poza obrębem tego okresu, z którego je obliczyliśmy. Trzeba zaś mieć na uwadze, że w ramach niezbyt długiego okresu zachodzą nietylko wahania przypadkowe w węższem znaczeniu tego słowa, ale także wahania nieregularne o większym zasięgu, jak np. wielkie strajki, katastrofy żywiołowe, których wpływ nie zdoła się zrównoważyć w przeciętnej z krótkiego okresu czasu. Nie mamy zaś żadnej podstawy przypuszczać, że takież same wydarzenia zajdą w następnym okresie akurat w tych samych mie-

siącach, wobec czego pomijamy je przy obliczaniu przeciętnych, a to drogą stosowania np. medjan rozszerzonych. Zazwyczaj zresztą przyjmuje się[1]), że średni błąd medjany, wyliczonej z niewielkiego zbioru liczb, jest mniejszy od takiegoż błędu średniej arytmetycznej, co ma miejsce zwłaszcza wtedy, gdy zbiorowość macierzysta jest niejednorodna. Tak więc należy przyjąć, że empirycznie dotychczas stosowane postępowanie da się uzasadnić.

§ 7. Na zakończenie poddamy zbadaniu szeroko znaną i uważaną za klasyczną metodę stosunków ogniwowych czyli t. zw. harwardzką. Dla ułatwienia rachunku poczynimy tutaj pewne odstępstwa od klasycznego schematu, a mianowicie przyjmiemy, że zamiast medjan stosujemy średnie geometryczne, oraz postawimy postulat, że iloczyn współczynników sezonowości ma się równać 1 (a nie suma ich 12). Przypuśćmy też, że całe obliczenie przeprowadza się na logarytmach, wobec czego zamiast stosunków ogniwowych wystąpią różnice ogniwowe. Niech będzie

$$X = lgx$$

a przyrost sezonowy w miesiącu i u_i. Analogicznie do (4)

$$\Sigma u = 0 \tag{13}$$

Założymy, że pragniemy sprowadzić do minimum wyrażenie

$$z^2 = \frac{1}{12n}\left[\sum_1^{11}\Sigma_i\,(X_i - X_{i-1} - u_i)^2 + \Sigma_{12}(X_i - X_{i-1} + u_1 + \right.$$
$$\left. + u_2 + u_3 + \ldots u_{11})^2\right] \tag{14}$$

a więc nasz punkt wyjściowy jest odmienny niż w wypadku poprzednim.

Drogą rozumowania podobnego jak w § 6 dochodzimy do układu równań normalnych

$$2u_1 + u_2 + u_3 + \ldots u_{11} = \frac{1}{n}(\Sigma_{11}X - \Sigma_{12}X + \Sigma_1 X - \Sigma_{12}X + 12nc)$$

$$u_1 + 2u_2 + u_3 + \ldots u_{11} = \frac{1}{n}(\Sigma_{11}X - \Sigma_{12}X + \Sigma_2 X - \Sigma_1 X)$$

$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (15)$$

$$u_1 + u_2 + u_3 + \ldots 2u_{11} = \frac{1}{n}(\Sigma_{11}X - \Sigma_{12}X + \Sigma_{11}X - \Sigma_{10}X)$$

Należy wyjaśnić sens i pochodzenie wielkości $12nc$, występującej w pierwszem z równań (15). Zakładamy, że badanie nasze obejmuje n lat — od pierwszego do n — tego, licząc lata w sposób kalendarzowy t. j. od stycznia poczynając. Jednakże dla obliczenia u_1 musimy wziąć pod uwagę różnicę między styczniem pierwszego roku a grudniem roku 0. Pragnąc wszakże, aby w równaniach (15) występowały wszędzie tylko miesiące z n lat badanych, wprowadzamy wielkość

$$12nc = \sum_{k=1}^{n} X_{k,12} - \sum_{k=0}^{n-1} X_{k,12} = X_{n,12} - X_{0,12} \tag{16}$$

gdzie przez $X_{k,i}$ oznaczamy wartość lgx w i-tym miesiącu k-tego roku.

Postępując dalej jak w § 6, znajdujemy

$$u_1 = \frac{1}{n}(\Sigma_1 X - \Sigma_{12}X) + 11c$$
$$\tag{17}$$
$$u_i = \frac{1}{n}(\Sigma_i X - \Sigma_{i-1}X) - c$$
$$(i = 2, 3, 4 \ldots 12)$$

Dalszym etapem w metodzie harwardzkiej jest, jak wiadomo, utworzenie t. zw. liczb łańcuchowych, których logarytmy oznaczymy przez t.

$$t_i = u_1 + u_2 + \ldots u_i \tag{18}$$

Logarytmy współczynników sezonowości oznaczamy przez v, przyczem musi być

$$\Sigma v = 0 \tag{19}$$

Wartości v znajdujemy ze wzoru

$$v_i = t_i - \frac{1}{12}\Sigma t \tag{20}$$

który po podstawieniu przekształca się w następujący:

$$v_i = u_i + \frac{1}{12}\sum_{l=1}^{11} l u_{i+i} = \frac{1}{n}\left(\Sigma_i X - \frac{1}{12}\sum_1^{12}\Sigma_i X\right) +$$
$$+ (6^1/_2 - i)\,c^2) \tag{21}$$

Porównajmy wzór (21) w jego ostatecznej postaci ze wzorem (12), który dla sezonowości multyplikatywnej da się przedstawić jak następuje:

$$w_i = \frac{1}{n}\left(\Sigma_i X - \frac{1}{12}\sum_1^{12}\Sigma_i X\right) + \frac{1}{n}\left(\frac{1}{12}\sum_1^{12}\Sigma_i A - \Sigma_i A\right) \tag{12'}$$

Jak widać, wzory (21) i (12') różnią się tylko drugiemi członami swoich prawych stron. Zachodzi pytanie, czy istniejące między temi członami różnice są na tyle małe, aby można było uznać wielkości v_i i w_i za w przybliżeniu równe. Otóż wielkość c oznacza wzrost lub spadek naszej zmiennej na przestrzeni okresu badanego, przeliczony na jeden miesiąc. Przypuśćmy, że dla pewnego szeregu c jest dodatnie. Wtedy wartość drugiego członu prawej strony równania (21) jest również dodatnia — dla pierwszych sześciu miesięcy w roku. Pierwszy człon, wspólny prawym stronom równań (21) i (12), nie jest niczem innem jak odchyleniem średniej wartości X w danym miesiącu dla wszystkich lat zbadanych od średniej ogólnej. Jest jasne, że gdy

---

[1]) Por. H. S. Pollard „On the relative stability of the median and arithmetic mean etc." Annals of Mathematical Statistics". September, 1934, str. 227 — 262, oraz prace tamże cytowane.

[2]) Zakładamy przytem $u_{k+12} = u_k$

ogólna tendencja badanego szeregu jest wzrastająca, to określone powyżej odchylenie będzie złą miarą sezonowości, dając dla pierwszego półrocza wartości zbyt niskie, dla drugiego — zbyt wysokie. A zatem wyrażenie *(6½—i) c* odgrywa rolę koniecznej poprawki. Tę samą rolę odgrywa i drugi człon prawej strony równania (12'). Jak się wydaje, ta ostatnia wielkość narażona jest na znacznie mniejsze wahania przypadkowe niż *c*, zdefinjowane jako różnica między wartościami z dwóch grudni, oddalonych o *n* lat, zasadniczo wszakże otrzymane w obu wypadkach wartości liczbowe powinny być bardzo zbliżone. W praktyce, jak wiadomo, *c* oblicza się przez t. zw. łańcuchowe łączenie medjan, a więc błąd prawdopodobny *c* staje się o wiele mniejszy.

Możemy stąd wyciągnąć wiosek, że oparta na logarytmach metoda odchyleń od średniej ruchomej i metoda stosunków ogniwowych powinny dawać zbliżone wyniki, co też praktyka potwierdza. Należy podziwiać intuicję W. M. Personsa, który drogą czysto empiryczną skonstruował metodę niegorszą od opartych na apriorycznych kryterjach. Drugi wniosek, jaki możemy wyciągnąć, to ten, że stosowanie miary *R* przy równoczesnem eliminowaniu sezonowości metodą harwardzką (jak to czyniliśmy w przytoczonych przykładach) nie zawiera w sobie błędu logicznego.

WACŁAW SKRZYWAN

Zmienna sezonowość działalności dyskontowej Banku Polskiego w latach 1924 — 1934

§ 1. Ogólnie rzecz biorąc, wahania sezonowe są to wahania, które powtarzają się rok rocznie. W całym szeregu wskaźników sezonowości możemy ponadto zaobserwować wahania, które powtarzają się w ciągu roku pewną całą ilość razy. Zwłaszcza we wskaźnikach, dotyczących rynku pieniężnego znajdujemy szereg powtarzających się krótkookresowych wahań. Powszechnie znane są np. okresowe wzrosty stopy procentowej: 1) na 15-go (medio) każdego miesiąca i 2) na koniec każdego miesiąca, 3) na koniec i 4) na środek każdego kwartału, 5) na koniec półrocza i 6) na koniec roku[1]). Każde z wymienionych wahań odbywa się w okresie krótszym, niż rok i powtarza się w ciągu roku: pierwsze i drugie — 12 razy, trzecie i czwarte — 4 razy, piąte — 2 razy i szóste — raz do roku. Czynniki, które powodują te wahania zaliczamy do t. zw. technicznych czynników rynku pieniężnego, istnienie ich jest uzasadnione zwyczajem wyrównywania wzajemnych pretensyj finansowych w pewnych terminach kalendarzowych.

Metoda statystyczna[2]) zastosowana w niniejszem opracowaniu pozwala na wydzielenie z ogólnego wskaźnika wahań sezonowych powtarzających się w okresach krótszych niż rok, i zarazem — na ocenę stosunkowej intensywności wahań różnego typu. Z jej pomocą przedstawiamy ogólny wskaźnik wahań sezonowych jako sumę szeregu sinusoid, i analizując poszczególne z tych sinusoid możemy dokładniej zbadać przyczyny, powodujące ten lub inny przebieg wahań sezonowych. Metoda ta pozwala ponadto określić nietylko badane zazwyczaj przeciętne wahania sezonowe dla dłuższego okresu czasu, lecz również ocenić i obliczyć te zmiany w rozmiarach i układzie wahań sezonowych, które zazwyczaj stosowanemi metodami nie dają się uchwycić. Pozwala więc ona na scharakteryzowanie liczbowe t. zw. zmiennej sezonowości zjawisk. Ma to dla bieżącej analizy sytuacji rynku pieniężnego poważne znaczenie: z intensywności i charakteru wahań krótkookresowych w szeregu zjawisk tego rynku wnioskujemy o stanie upłynnienia rynku, tendencji rozwojowej stopy procentowej od krótkoterminowych operacyj kredytowych i t. d.

Poddamy analizie osiągnięte wyniki nasamprzód, jeśli chodzi o przedstawienie nową metodą przeciętnej normalnej sezonowości dla całego badanego okresu, a następnie omówimy charakter zmian, jakie zachodziły w przebiegu tej sezonowości w ciągu tegoż badanego okresu.

Analizujemy szereg sum (wartości) weksli zdyskontowanych w poszczególnych miesiącach okresu IV.1924 — IV.1934 przez Bank Polski. Szereg ten, publikowany oddawna przez Instytut, zawsze przedstawiał trudności, jeśli chodzi o obliczenie sezonowości. Dokonane oczyszczenie szeregu przez wskaźniki normalnej sezonowości, obliczone dla okresu 1924 — 1929, zostało już raz skorygowane przez zastąpienie tych wskaźników obliczonemi osobno dla okresów 1924—1927 i 1927—1930, wobec tego, iż kształt sezonowości naskutek zmiany charakteru działalności dyskontowej Banku Polskiego w czasie (m. inn. wprowadzono kredyt zastawowy dla rolnictwa i zmienił się ogólny skład portfelu) uległ zmianie. Wahania sezonowe w sumach podawanych do dyskonta weksli przez podawców, należących do różnych branż, są różne, zależnie od sezonowości zapotrzebowania na kredyt obrotowy. Stąd zmiana składu portfelu modyfikuje sezonowość działalności dyskontowej Banku Polskiego. Ponadto w okresie 1932 — 1934 dało się zauważyć zwiększenie intensywności wahań na ultimo kwartalne, co

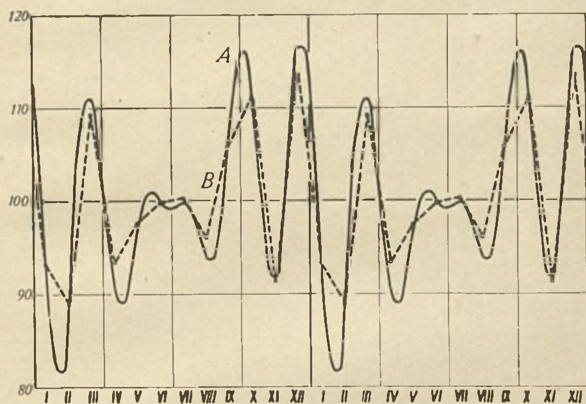
---

[1]) Na rynku pieniężnym możnaby zapewne znaleźć i t. zw. „dnie bilansowe" związane z datą ogłaszania bilansów brutto przez bank emisyjny lub większe banki.

[2]) Patrz str. 22.

również oznaczało zmianę sezonowości, zależną od czynników technicznych rynku, w związku ze zmianą sytuacji zorganizowanego rynku pieniężnego. Ponieważ same objawy sezonowego nasilenia popytu na kredyt banku emisyjnego są uważane za ważny symptomat ogólnej sytuacji gospodarczej, tembardziej interesujące byłoby szczegółowe zbadanie przejawów tej zmienności i wyjaśnienie jej przyczyn.

I. WSKAŹNIKI PRZECIĘTNEJ SEZONOWOŚCI 1924 — 1934.

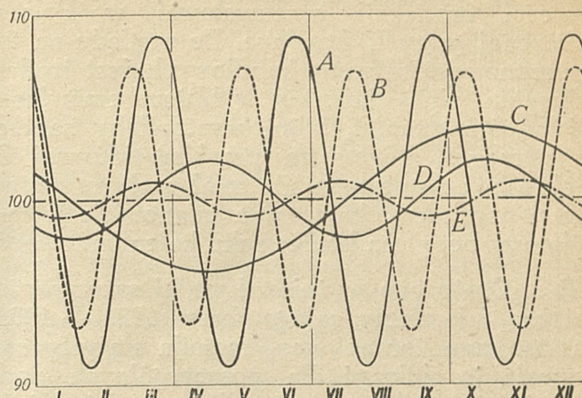


A — obliczone spomocą szeregów Fouriera, *B* — obliczone metodą harwardzką.

§ 2. Krzywą przeciętnej normalnej sezonowości. obliczoną metodą Fouriera, jako krzywa ciągła przedstawiamy na wykresie I równocześnie z krzywą łamaną, przedstawiającą wskaźniki sezonowości, obliczone metodą harwardzką dla tegoż okresu czasu. Jak widać, przebieg obydwu krzywych jest dość zbliżony, krzywa Fouriera jednak wskazuje na istnienie szeregu wahań, które metodą harwardzką dałyby się uchwycić jedynie przy operowaniu liczbami z dekad, a nie miesięcy. Same wahania są dość nieregularne. Zaznaczyć należy, iż przeciętna całego okresu, przyjęta za podstawę, wynosi 210,8 milj. zł. wartości dyskontowanych miesięcznie weksli; ponieważ wskaźniki sezonowości zbudowane są na podstawie 210,8 milj. zł. = 100, jest rzeczą łatwą obliczenie np. różnicy pomiędzy poziomem krzywej sezonowości w dwu punktach czasu, różnica ta bowiem stanowi odsetek przeciętnej.

Na następnym wykresie II podane są poszczególne składniki sezonowości krzywej Fouriera. Niektóre z nich mają samodzielne znaczenie poznawcze. jak np. krzywa A o kwartalnych wahaniach cyklicznych, posiadająca zresztą największą amplitudę wahań. Te kwartalne wahania sezonowe na rynku pieniężnym i w badanym szeregu tłumaczą się istnieniem w sferze obrotów przemysłowych i finansowych zwyczaju dokonywania szeregu rozrachunków co kwartał, co powoduje konieczność dokonywania większych wypłat gotówkowych w pieniądzu. Surogat jego, t. zn. weksel, nie wystarcza. Popyt na kredyt dyskontowy jest specjalnie silny w ostatnim miesiącu każdego kwartału, a nawet i w ostatniej dekadzie tego miesiąca; wówczas obserwujemy silne wzmożenie

II. SKŁADNIKI KRZYWEJ PRZECIĘTNEJ SEZONOWOŚCI W/G FOURIERA



A — sinusoida o okresie ¼ roku, *B* — sinusoida o okresie ⅕ roku, *C* — sinusoida o okresie 1 roku, *D* — sinusoida o okresie ½ roku, *E* — sinusoida o okresie ⅓ roku.

działalności dyskontowej Banku Polskiego. Czynniki wywołujące te sezonowe wahania należy zaliczyć do t. zw. technicznych czynników rynku, właściwych swoistym stosunkom rynku pieniężnego. Powodują one nieco mniej silne, lecz również intensywne wahania krzywej sezonowości B, o cyklu zamkniętym w okresie 2,4 miesiąca, która odbijałaby fakt, iż w odstępach przeciętnie 72 dni, zbliżonych do przeciętnego terminu weksla w portfelu Banku Polskiego, występowało wzmożenie działalności dyskontowej.

Tych ostatnich perjodycznych wahań nie można bowiem powiązać z sezonowością takich zjawisk gospodarczych, jak obroty towarowe, produkcja i t. p. Można natomiast sądzić, iż wynikają one z przyczyn o charakterze technicznym w dziedzinie dyskonta weksli i przypuszczalnie znajdujemy tu odbicie faktu istnienia w portfelu Banku Polskiego prolongowanych przez podawców weksli. to bowiem mogło sprowadzić wahania o okresie zbliżonym do przeciętnego terminu weksla w portfelu Banku Polskiego. W okresach. na które przypadają maxima omawianej sinusoidy B, przypadało przeciętnie w badanym okresie wzmożenie działalności dyskontowej Banku Polskiego. Istotny przebieg tych zjawisk, jak widzimy, niezwiązanych z pewnemi stałemi terminami kalendarzowemi, jak przy krzywej A, da się wykryć jedynie przez analizę wskaźników zmiennej sezonowości.

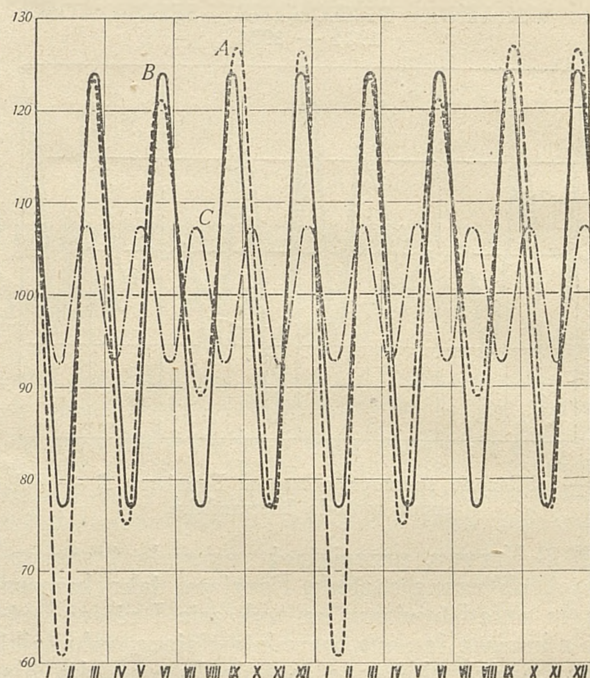
Pozostałe składniki normalnej sezonowości, krzywe C. D i E, mają mniejsze znaczenie, przytem żadna z nich prawdopodobnie nie jest związana ze specyficznemi powodami wahań sezonowych, a więc nie ma również samodzielnego znaczenia. Amplituda wahań o okresie ⅙ roku jest tak nieznaczna, iż krzywa ta nie dała się uwidocznić na wykresie. Krzywe C, D i E odpowiadają rytmowi całorocznemu, półrocznemu i tercjalnemu (4-miesięcznemu) i należą do krzywych, na przebieg i względne znaczenie, których wpływa ogólny rytm sezonowy procesów gospodarczych. Suma ich rzędnych daje

krzywą, której kształt jest w pewnym stopniu zbliżony do kształtu ogólnego wskaźnika sezonowości produkcji przemysłowej w Polsce, obliczonej przez L. Landaua. Ze względu na to, iż sezonowość obrotów handlowych jest trudno uchwytna, nie wchodzimy w bliższe omówienie tej współzależności, która wystąpiłaby zapewne wyraźnej, gdyby na przebieg krzywej C, o okresie całorocznym nie miał wpływu również i czynnik techniczny, a mianowicie t. zw. ultimowy popyt na koniec roku kalendarzowego.

§ 3. Omówione wyżej wskaźniki sezonowości dotyczą, jak wiemy, całego okresu 1924 — 1934. Zastosowana przez nas metoda statystyczna pozwala je obliczyć dla poszczególnych podokresów tego okresu i ponadto przedstawić je w postaci dynamicznego szeregu. Pomiędzy wskaźnikami dotyczącemi tego samego miesiąca w różnych latach wykrywamy poważne różnice, co potwierdza opinję o istnieniu zmiennej sezonowości w badanym szeregu. Na wykresie III przedstawiliśmy przykładowo wskaźniki sezonowości obliczone dla końca roku 1933. Porównanie tego wykresu z wykresem II-im (przeciętnej sezonowości) wskazuje, jak znacznei wahania amplitudy sezonowości zachodzą w badanym okresie czasu zmieniając równocześnie kształt krzywej sezonowości. W tablicy poniżej podajemy wartości wskaźników sezonowości przeciętnej oraz dla końca 1933 roku wraz ze wskaźnikami przeciętnej sezonowości obliczonemi metodą harwardzką. Zarazem podane są tam wartości współczynnika amplitudy R dla ważniejszych sinusoid dla całego okresu 1924 — 1934 i dla końca roku 1933.

Otóż wysokość sumy zdyskontowanych przez Bank Polski weksli zależy od jego gotowości (ze względów na politykę kredytową i walutową) dostarczenia kredytu gotówkowego z jednej strony, a z drugiej — od popytu na ten kredyt ze strony kredytobiorców akredytowanych w Banku Polskim.

III. KRZYWA SEZONOWOŚCI W/G FOURIERA I JEJ GŁÓWNE SKŁADNIKI W KOŃCU R. 1933



A — ogólny wskaźnik sezonowości, *B* — sinusoida o okresie ¼ roku, *C* — sinusoida o okresie ⅕ roku.

ODCHYLENIA SEZONOWE SUM ZDYSKONTOWANYCH PRZEZ BANK POLSKI WEKSLI W %% PRZECIĘTNEGO POZIOMU ROCZNEGO

Dane na środek miesiąca	Przeciętne odchylenia sezonowe w/g Fouriera o długości okresu:							Odchylenia sezonowe w/g metody harwardzkiej	Odchylenie sezonowe wg Fouriera na koniec r. 1933 o długości okresu			
	rok	1/2 roku	1/3 roku	1/4 roku	1/5 roku	1/6 roku	łącznie		rok	1/4 roku	1/5 roku	łącznie *)
I	0,57	— 1,98	— 0,94	— 1,25	— 2,74	— 0,15	— 6,49	— 6,79	— 5,44	5,47	3.36	0,93
II	— 1,42	— 1,57	— 0,11	— 7,16	— 0,94	0,15	—11,05	— 11,05	— 7,03	—23,03	— 6,25	—38,74
III	— 3,04	0,41	0,94	8,42	4,35	— 0,15	10,93	9,21	— 6,73	17,56	7,47	18,65
IV	— 3,83	1,98	0,11	— 1,25	— 6,61	0,15	— 9,45	— 6,63	— 4,63	5,47	— 6,69	— 3,57
V	— 3,60	1,57	— 0.94	— 7,16	7,09	— 0,15	— 3,19	— 2,45	— 1,29	—23,03	4,12	—19,09
VI	— 2,40	— 0,41	— 0,11	8,42	— 5,68	0,15	— 0,03	— 0,26	2,40	17,56	— 0,43	19,36
VII	— 0,57	— 1,98	0,94	— 1,25	2,74	— 0,15	— 0,27	0,29	5,44	5,47	— 3,36	6,59
VIII	1,42	— 1,57	0 11	— 7,16	0,94	0,15	— 6,11	— 3,99	7,03	—23,03	6,25	—11,04
IX	3,04	0,41	— 0,94	8,42	— 4,35	— 0,15	6,43	5,70	6,73	17,56	— 7,47	15,67
X	3,83	1,98	— 0,11	— 1,25	6,61	0,15	11,21	11,11	4,63	5,47	6,69	17,93
XI	3,60	1,57	0,94	— 7,16	— 7,09	— 0,15	— 8,29	— 8,66	1,29	—23,03	— 4,12	—23,25
XII	2,40	— 0,41	0,11	8,42	5,68	0,15	16,35	13,52	— 2,40	17,56	0,43	16,56
Współczynnik $R = \sqrt{a^2 + b^2}$	3,87	2,09	0,95	9,09	7,16	0,15	—	—	7,14	24,06	7,48	—

*) Do sumy tej wchodzą oprócz wyszczególnionych sunusoid również sunusoidy o okresie 1/2, 1/3 i 1/6 roku.

Powstaje zagadnienie, jakie przyczyny powodowały te zmiany sezonowości i jakie znaczenie poznawcze miałyby te zmiany dla oceny sytuacji rynku pieniężnego.

Popyt na kredyt Banku Polskiego, inaczej podaż weksli do dyskonta przez kredytobiorców w celu uzyskania potrzebnych do wypłat sum pieniężnych, uwarunkowany jest: 1) sta-

nem ich rezerw kasowych w danej chwili, 2) przewidywaną wysokością wypłat i 3) przewidywaną wysokością wpływów gotówkowych. Te trzy czynniki ulegają sezonowym zmianom w zależności od sezonowej dynamiki produkcji, zbytu i cen (w okresie rocznym), ulegają również zmianie w zależności od dynamiki tychże zjawisk w dłuższych okresach. Możemy mówić o zapotrzebowaniu gotówki na pokrycie sezonowego popytu na rezerwy kasowe wówczas, gdy motywem tego zapotrzebowania jest właśnie sezonowość dynamiki produkcji, zbytu i cen; wysokość jednak tego sezonowego popytu jest zależna od poziomu produkcji, zbytu i cen w danym momencie.

Z drugiej strony suma istotnie zdyskontowanych weksli zależy również od gotowości Banku Polskiego udzielenia kredytów. Ta gotowość, zależna od ogólnej oceny przez instytucję emisyjną sytuacji gospodarczej, stanowi o możliwości zaspokojenia istniejącego na rynku popytu na kredyt, stanowi więc w znacznym stopniu o płynności rynku pieniężnego. Gotowość ta zmienia się w czasie, może więc wpływać również na zmianę sezonowości sum zdyskontowanych weksli, o ile zmiany tej gotowości mają pewien ciągły charakter i trwają przez dłuższy okres czasu.

Na zmianę kształtu i rozmiarów wahań ogólnej krzywej sezonowości wpływa pozatem zmiana składu portfelu kredytobiorców: sezonowość popytu na kredyt ze strony przedsiębiorstw, należących do różnych branż, jest różna; również i Bank Polski może różniczkować swą politykę kredytową, licząc się z tem, jaki efekt gospodarczy wywołają jego zarządzenia na gospodarkę i sytuację kredytobiorców różnych branż.

Wszystkie wymienione okoliczności powodują, jak stwierdziliśmy, zmienność wahań sezonowych badanego szeregu. Zastosowana przez nas metoda pozwala głębiej wniknąć w istotę dokonywających się zmian sezonowości. Chodzi o to, iż wpływ czynników dynamicznych przejawia się w sposób specyficzny w zmianach tej części obiegu kredytowego, który jest związany z czynnikami technicznemi rynku pieniężnego i fakt ten pozwala na wyciąganie dalej idących wniosków. Osobno analizując krzywe kwartalnej sezonowości lub o okresie 2,4 miesiąca uzyskujemy nowy dodatkowy materjał do wniosków. Opiera się on na następujących okolicznościach.

Znane jest, iż praktycy bankowi przywiązują specjalną wagę do objawów „ultimowego" napięcia lub „poultimowego" odprężenia na rynku kredytów. Jak wiemy, ultimowy wzrost popytu na kredyt zależy od zwyczaju dokonywania rozrachunków na ultimo miesiąca, kwartału, półrocza lub roku, wynika więc z t. zw. technicznych czynników rynku. Liczymy się tu z faktem, iż wysokość prawnych pretensyj do żądania wypłaty wzrasta w miarę upływu czasu w sposób ciągły, wypłata zaś odbywa się jednorazowo w końcu całego okresu. Podobnie jest np. z wypłatą robocizny, którą pracodawca uskutecznia w odstępach np. dwutygodniowych, aczkolwiek robotnik uzyskuje prawo do żądania tej wypłaty w miarę wykonywania pracy lub upływu godzin czasu. Można powiedzieć, iż powstaje przez ten czas pewien potencjalny popyt na sumy pieniężne potrzebne do wypłaty; na rynku kredytów wystąpi on z chwilą, gdy pracodawca przedstawi swe weksle do dyskonta, aby uzyskać potrzebne sumy pieniężne. Jeśli je uzyska, to dokona wypłaty i w następnym bezpośrednio okresie czasu instytucja dyskontująca będzie mogła zaspokoić zapotrzebowanie innego pracodawcy lub kredytobiorcy. Jeśli nie uzyska potrzebnych do wypłaty sum w danej chwili. np. dlatego, iż szereg kredytobiorców równocześnie z nim ubiegało się o kredyt, to spróbuje on zdyskontować swe weksle w następnym okresie (konkretnie rzecz biorąc, np. uda się on do innej instytucji kredytowej, która przejściowo w danej chwili może udzielić kredytu i która będzie redyskontowała jego weksle nieco później). Jeśli więc popyt na kredyt skupia się w okresie ultimowym i nie zostaje całkowicie zaspokojony w tym okresie, to wystąpi on później w okresie poultimowym. Wówczas t. zw. poultimowe odprężenie nie będzie normalne, suma zdyskontowanych weksli w tym okresie będzie wyższa, niż ta suma, którą dyskontowanoby po całkowitem zaspokojeniu popytu ultimowego. Wnioskujemy stąd, iż na ultimo możliwość uzyskania kredytu była ograniczona, rynek pieniężny był „niepłynny", co się odbiło w fakcie, iż popyt na kredyt wystąpił silnie i w okresie poultimowym.

Świadomie schematyzujemy ten skomplikowany zazwyczaj stan rzeczy, aby podkreślić obecnie, iż na rozmiary ultimowego napięcia i następującego skolei odprężenia wpływają wszelkie inne czynniki: sezonowe, konjunkturalne, przypadkowe i trendowe. Stąd wnioskowanie o płynności rynku na podstawie, np. porównania wysokości portfelu wekslowego banku centralnego w dwóch omawianych datach jest często zawodne. Może być bowiem taki stan rzeczy, iż pomimo zaspokojenia całego popytu ultimowego na kredyt, wysokość portfelu w okresie poultimowym wzrasta, ponieważ przykładowo w tym momencie właśnie powstaje sezonowe zapotrzebowanie na kredyt obrotowy jakiejś branży przemysłu, która dotychczas znajdowała się w okresie międzysezonowego zastoju produkcji i obrotów.

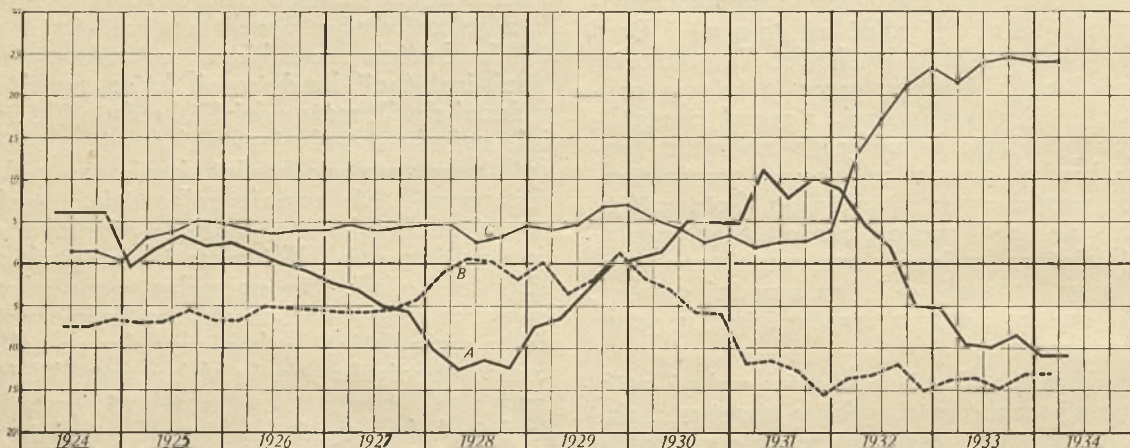
Zastosowana przez nas metoda pozwala, jak już stwierdziliśmy, wyodrębnić krzywe sezonowości kwartalnej i o okresie 2,4 miesiąca, związane właśnie z czynnikami technicznemi popytu na kredyt, a więc pozwala abstrahować od tych momentów, któreby czyniły wnioskowanie o sytuacji rynkowej niepewnem.

§ 4. Poddajemy analizie nasamprzód krzywą zmiennej sezonowości najbardziej charakterystyczną, a mianowicie krzywą o kwartalnym okresie wahań. Zmiana amplitudy w czasie jest tu bardzo znaczna, o czem świadczą już poprzednio w tablicy 1 przytoczone liczby, poza-

tem wahania kwartalne mają największy ciężar gatunkowy w wahaniach sezonowych. Krzywą zmiennej sezonowości kwartalnej przedstawimy na wykresie IV w postaci trzech krzywych, które budujemy w ten sposób, iż łączymy między sobą punkty dotyczące odpowiednich miesięcy każdego kwartału. Mamy więc krzywe charakteryzujące zmiany amplitudy sezonowych czynników osobno w ostatnim miesięcu każdego kwartału (ultimo kwartalne), w pierwszym miesiącu kwartału (odprężenie poultimowe) i środkowego miesiąca kwartału (okres przejściowy).

ków na środek kwartału (medio kwartalne), to zmiany poziomu krzywej drugiej (B), łączącej środkowe miesiące każdego kwartału w większym stopniu, niż poziom krzywych pierwszej i trzeciej, zależy od popytu ze strony czynników nietechnicznych: na przebieg jej wpływa w większym stopniu popyt na kredyt obrotowy, nie wiążący się z rozrachunkami technicznemi. Porównywując zatem jej poziom z poziomem krzywej trzeciej znajdziemy charakterystykę względnego napięcia ultimowego. Należy pamiętać jednak, iż rozmiary tego napięcia zależą od ogólnego udziału instytucyj kredytowych w portfe-

IV ZMIENNA SEZONOWOŚĆ KWARTALNA 1924 — 1934



Krzywe łączące wskaźniki zmiennej sezonowości dla poszczególnych miesięcy kwartału. *A* — pierwszych miesięcy, *B* — drugich miesięcy, *C* — trzecich miesięcy.

Związek, jaki istnieje pomiędzy sytuacją na rynku pieniężnym i dynamiką uwidocznionych na wykresie IV krzywych, łatwo można wyjaśnić na podstawie powyższej interpretacji. Zwrócić tu jednak musimy uwagę na istnienie dwóch momentów wpływających na kształt tych krzywych: 1) amplituda wahań uwarunkowana jest z jednej strony wysokością udziałów weksli „kwartalnie sezonowych" w ogólnej sumie zdyskontowanych weksli, 2) z drugiej strony uwarunkowana jest sytuacją popytu i podaży w myśl poczynionych poprzednio uwag.

Krzywa pierwsza (A) wynika z połączenia danych dotyczących pierwszych miesięcy kolejnych kwartałów. Im stopień poultimowego odprężenia jest większy, a więc im niżej w stosunku do krzywej trzeciej (ultimowej, C) przebiega krzywa pierwsza, tembardziej rynek jest płynny, tem mniejsza jest różnica pomiędzy żądaną a przyznaną sumą kredytów. Istotnie, w okresach stosunkowej płynności rynku, jak np. w r. 1928 lub 1933/34, stosunkowy poziom jej jest najniższy. Największą zaś rozpiętość znajdujemy w r. 1925/26 (kryzys drugiej inflacji), oraz w latach 1930 — 1932, t. j. w okresie recesji konjunkturalnej i deflacyjnego zmniejszania się kredytów obrotowych.

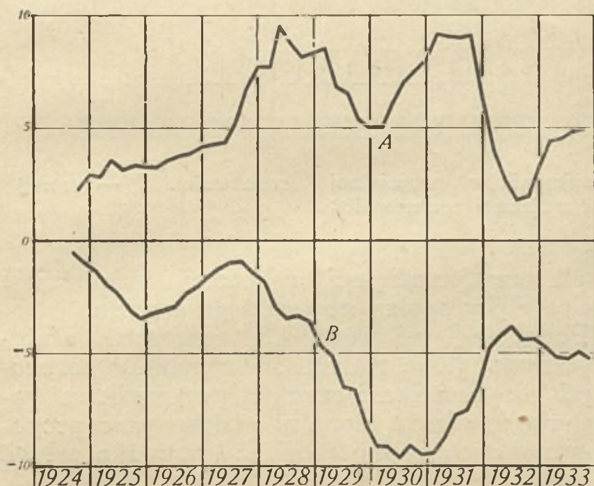
Jeśli abstrahować będziemy od drobnego w naszych warunkach zapotrzebowania na kredyt finansowy celem wyrównywania rozrachun-

lu Banku Polskiego. Im większy udział mają one w kredytach Banku Polskiego, tem większa może być różnica pomiędzy poziomem krzywej B i C. Tem np. daje się wytłumaczyć silny wzrost tej różnicy w okresie lat 1932/33. Kiedy jednak udział instytucyj kredytowych w portfelu Banku Polskiego jest mniejwięcej stały, jak w poprzednich okresach, to zmniejszenie rozpiętości pomiędzy krzywą B i C świadczy o płynności rynku, oznacza to bowiem, iż do przeprowadzenia ultimowych rozrachunków pomoc instytucji emisyjnej nie jest potrzebna. Zwiększenie natomiast rozpiętości, np. wskutek wzrostu krzywej C, świadczy o pogorszeniu płynności na rynku. To pierwsze zjawisko daje się zaobserwować w roku 1928, już jednak w roku 1929 mamy pewien wzrost krzywej C, zresztą nieznaczny, ponieważ w trakcie ostatniego cyklu konjunkturalnego brak było u nas silnego napięcia finansowego, jakie np. obserwowano w Stanach Zjednoczonych. Z chwilą zaś zastosowania polityki deflacyjnej przez Bank Polski w latach 1931/32 (naskutek m. inn. sytuacji walutowej), różnica poziomów krzywej C i B silnie wzrasta. Aczkolwiek obydwie te krzywe obniżają się, jednak krzywa B obniża się silniej i to wskutek tego, iż rozmiary produkcji, obrotów i cen silnie maleją, natomiast rozrachunki finansowe dokonywane są w wysoko-

ściach ustalonych umownie w poprzednich okresach.

Analiza więc wzajemnego ustosunkowania się krzywych A, B i C, pozwala na wnioskowanie o płynności rynku pieniężnego przedewszystkiem w dziedzinie zapotrzebowania na kredyt finansowy, w związku z rozrachunkami ultimowemi. Dotyczy więc w głównym stopniu sytuacji zorganizowanego rynku pieniężnego, jeśli tem pojęciem określamy te wszystkie instytucje kredytowe, które współpracują z bankiem emisyjnym.

V. ZMIENNA SEZONOWOŚĆ O OKRESIE 1/5 ROKU 1924 — 1933.



Krzywe łączące wskaźniki zmiennej sezonowości (średnie ruchome roczne). *A* — z miesięcy: marzec, maj, lipiec, październik i grudzień. *B* — z miesięcy: styczeń, kwiecień, czerwiec, wrzesień i listopad.

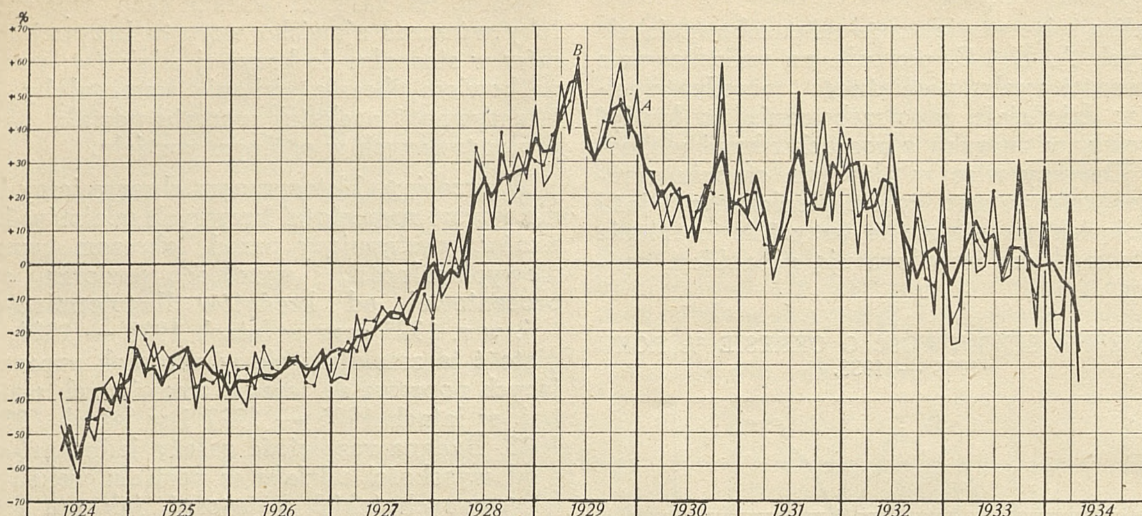
§ 5. W drugiej skolei krzywej o cyklu 2,4 miesiąca, t. j. 72 dni, znajdujemy również odbicie wpływu sytuacji gospodarczej na wahania sezonowe, wynikające jednak z innych czynników popytu na kredyt. Wykres V przedstawia krzywe otrzymane z połączenia wskaźników zmiennej sezonowości z miesięcy, na które (w przybliżeniu) przypada maximum i minimum wahania sezonowego. Dla charakterystyki maximum przyjęto miesiące: marzec, maj, lipiec, październik i grudzień; dla minimum — styczeń, kwiecień, czerwiec, wrzesień i listopad. Interpretacja otrzymanych w ten sposób krzywych (przedstawionych zresztą w postaci ruchomych średnich rocznych) jest trudniejsza, chodzi bowiem o bardziej skomplikowane zjawiska. Jeśli staniemy na stanowisku, iż czynnikiem technicznym, powodującym wahania o okresie 2,4 miesiąca, jest fakt prolongowania pewnych weksli, to zmiany sezonowości w tym okresie wskazywałyby na intensywność występowania prolongat wekslowych. Ekonomicznie rzecz biorąc, prolongata zadłużenia jest to przekształcenie kredytu krótkoterminowego na dłużejterminowy. Jeśli takie zjawisko występuje w portfelu instytucji emisyjnej, świadczy to o tem, iż płynność wywiązywania się z zobowiązań kredytowych jest zachwiana, wzrosła premja od ryzyka, i inne możliwości, normalnie otwarte, uzyskania kredytu długoterminowego ulegają ograniczeniu. W naszych wskaźnikach występowałoby wówczas zjawisko wzrostu krzywej maximów w stosunku do krzywej minimów; omawiane bowiem obecnie wahania wzmagałyby swą intensywność naskutek wzrostu udziału weksli prolongowanych w ogólnym portfelu.

W przebiegu historycznym obserwujemy istotnie wzrost rozpiętości krzywych minimów i maximów, występujący przed okresem wzrostu niewypłacalności, i wysokiego poziomu stopy procentowej od kredytów długoterminowych, t. j. w r. 1925 oraz w latach 1928 — 1931; rozpiętość ta zmniejsza się w okresach poprzedzających poprawę na terenie omawianych zjawisk, t. j. w latach 1926 — 1927 i w latach 1932 — 1933. Badana rozpiętość zależy jednak również i od wysokości udziału w portfelu weksli prolongowanych takich kategoryj, jak np. weksle rolnicze lub akcepty Banku Akceptacyjnego. Zmiany wysokości portfeli tych weksli lub terminów obiegu, mogą wpływać na poziom krzywych niezależnie od ogólnych warunków płynności kredytu wekslowego, a specjalnie płynności weksli posiadanych przez Bank Polski.

Możliwości prognozy na podstawie przebiegu omawianych krzywych są więc pomniejszone przez okoliczność, iż skład portfelu Banku Polskiego zależy m. in. od stosowanej przezeń polityki kredytowej. To ostatnie sprowadza naprzykład specjalnie silne zmniejszenie rozpiętości obydwu krzywych w r. 1932.

§ 6. Analizę zmiennej sezonowości ograniczamy tylko do dwóch krzywych o cyklu kwartalnym i 2,4 miesiąca, ponieważ mają one samoistne znaczenie poznawcze i największą stosunkowo amplitudę wahań sezonowych. Obliczamy jednak dodatkowo wskaźniki zmiennej sezonowości dla krzywej o okresie rocznym. Suma zmiennych wskaźników sezonowości tych trzech krzywych, oraz przeciętnych normalnych wskaźników pozostałych trzech składników ogólnej sezonowości, tworzy system wskaźników zmiennej sezonowości, który stosujemy do oczyszczenia pierwotnego szeregu od wahań sezonowych. Rezultaty oczyszczenia tą nową metodą przedstawiamy na wykresie VI łącznie z oryginalnym szeregiem, oraz tymże szeregiem oczyszczonym z pomocą wskaźników przeciętnej sezonowości. Już z optycznego porównania wynika, iż krzywa C z sezonowością wyeliminowaną nową metodą jest znacznie bardziej wygładzona, co specjalnie jaskrawo zaznacza się w okresie 1932 — 1934, podczas, gdy w szeregu B z wyeliminową normalną sezonowością wyraźnie występują wówczas wahania sezonowe w okresach ultimowych. W otrzymanej przez nas krzywej C wyraźniej natomiast występuje szereg wahań w intensywności akcji dyskontowej Banku Polskiego, które były ściśle związane z ogólną sytuacją rynku pieniężnego w poszczególnych momentach badanego okresu. Krzywa więc ta pozwoli szczegółowiej i dokładniej zanalizować wpływ polityki banku emisyjnego.

VI. SUMY ZDYSKONTOWANYCH PRZEZ BANK POLSKI WEKSLI. 1924 — 1934 = 100



A — szereg pierwotny, *B* — szereg oczyszczony spomocą wskaźników przeciętnej sezonowości. *C* — szereg oczyszczony spomocą wskaźników zmiennej sezonowości.

§ 7. Porównanie szeregu sum weksli zdyskontowanych przez Bank Polski, oczyszczonego od wahań sezonowych spomocą metody zmiennej sezonowości, z ruchomą przeciętną 12-miesięczną, wskazuje, iż szereg nasz z wyeliminowaną sezonowością ma silniejsze wahania, niż ta ostatnia krzywa. Tłumaczy się to tem, iż przeciętna ruchoma roczna wyrównuje nietylko wahania sezonowe, lecz również i wszelkie wahania o charakterze przypadkowym. Słusznie jest ona uważana za idealny sposób przedstawienia szeregu czasowego, wówczas, gdy wahań przypadkowych szereg ten nie zawiera. Badany przez nas szereg zawiera zaś znaczne i silne wahania przypadkowe. Bank Polski częstokroć spełnia funkcję pogotowia ratunkowego dla bankowości np. w r. 1931, w związku z odpływem kapitałów zagranicznych; prowadzić też może politykę inflacyjną lub deflacyjną. Można więc uważać, iż ruchoma przeciętna roczna w danym razie nie jest idealną postacią szeregu oczyszczonego; odchylenia naszej krzywej od krzywej ruchomej przeciętnej rocznej przypadają w momentach, kiedy właśnie występowały przypadkowe wahania i ponadto, częstokroć po wyeliminowaniu zmiennych czynników sezonowych, pozostaje identyczny w kierunku z sezonowem wahaniem wzrost lub spadek, który jest uzasadniony czynnikiem przypadkowości. Stwierdzić jednakże możemy, iż w zakresie analizy zmian sezonowego popytu na kredyty Banku Polskiego i wpływu polityki dyskontowej tego Banku na tymże odcinku, proponowany sposób przedstawienia ma niewątpliwą wartość. Pozwala bowiem na dokładniejsze wyeliminowanie wahań ściśle okresowych, tak, iż w oczyszczonym szeregu wahania przypadkowe są ściśle umiejscowione w czasie, podczas, gdy wahania przy przeciętnej ruchomej jednostajnie zmieniałyby ogólny poziom tego szeregu.

Podobnie i we wszelkich szeregach statystycznych, gdzie zmienność czynników sezonowych jest możliwa i czynniki przypadkowe występują w silnym stopniu, zastosowanie proponowanej metody może oddać poważne usługi.

OPIS METODY

Każdy ze statystycznych szeregów czasowych można uważać za pewną funkcję czasu. Da się je przedstawić w większości wypadków analitycznie spomocą trygonometrycznych szeregów Fouriera, pozwalających wyodrębnić wahania harmonijne o różnej okresowości. Ma to specjalne znaczenie, gdy dążymy do wyodrębnienia wahań sezonowych, traktując sezonowość przytem addytywnie. Równanie szeregu Fouriera

$$y = f(\alpha) = \sum_{\varkappa=0}^{\infty} \left[a_\varkappa \sin \varkappa\alpha + b_\varkappa \cos \varkappa\alpha \right]$$

opisuje analitycznie szereg i stanowi sumę szeregu sinusoid. Rozwijając napiszemy

$$y = c + a_1 \sin \alpha + b_1 \cos \alpha + a_2 \sin 2\alpha + b_2 \cos 2\alpha + \ldots$$

i wyznaczymy współczynniki spomocą wzorów:

$$c = \frac{1}{\pi} \int_{-\pi}^{+\pi} f(\alpha)\, d\alpha \qquad a_\varkappa = \frac{1}{\pi} \int_{-\pi}^{+\pi} f(\alpha) (\sin \varkappa\alpha)\, d\alpha$$

$$b_\varkappa = \frac{1}{\pi} \int_{-\pi}^{+\pi} f(\alpha) (\cos \varkappa\alpha)\, d\alpha$$

gdzie c jest początkową stałą, α —zmienia wyrażona w takich jednostkach, iż przedział badany ma długość 2π współczynnik $\varkappa$ oznacza liczbę cykli danej sinusoidy zawartych w całym badanym szeregu. Przeprowadzając obliczenia dla krzywych o $\varkappa$ = 1, 2, 3, ... n — 1 i tworząc krzywą Fouriera 1, 2, 3, ... (n — 1) — tego rzędu (zależnie od liczby wprowadzonych do równania współczynników $\varkappa$), otrzymujemy przybliżenie analityczne do badanego szeregu[1]).

Możemy jednak, np. jak czyni Robb, obliczyć tylko sinusoidy, które składają się na wahania sezonowe. Okres

[1]) Gdy mamy skończoną liczbę obserwacyj zamiast całek występują we wzorach sumy. Wówczas α jest wartością kątową równą długości kątowej koła, podzielonej przez liczbę przedziałów pomiędzy członami danego szeregu.

ich jest zawarty całkowitą liczbę razy w ciągu roku. Mają one $= \frac{n-1}{12} \cdot m$ gdzie m = 1, 2, 3, 4, 5, 6. Suma ich

$$S_n = \sum_{m=1}^{m=6} (a \ \sin \varkappa \alpha + b_\varkappa \cos \varkappa \alpha)$$

daje wskaźniki przeciętnej sezonowości dla całego okresu. Możemy jednak wyznaczyć współczynniki a i b całkując nie na podstawie całego szeregu, lecz ograniczając się do jego części. Otrzymamy wówczas szereg współczynników a' i b' oraz szereg systemów wskaźników sezonowości, podobnych do otrzymywanych innemi metodami po rozczłonkowaniu szeregu na części. Wyznaczając dla każdej obserwacji właściwe pozycji jej w czasie współczynniki i wskaźnik sezonowości, budujemy w ten sposób nowy szereg czasowy, który traktujemy jako system wskaźników zmiennej sezonowości. Aby miały one istotnie znaczenie wskaźników sezonowości należy tylko określać współczynniki $a'_\varkappa$ i $b'_\varkappa$ na podstawie dostatecznie znacznej liczby obserwacji. Przyjmujemy za podstawę do obliczeń krzywych kwartalnych i o okresie 2,4 miesięcy ruchome sumy roczne, dla krzywej rocznej ruchome sumy 3-letnie, co wydaje się wystarczające.

Współczynnik R, charakteryzujący krzywe Fouriera i wprowadzony przez Schustera ma wzór $R = \sqrt{a^2_\varkappa + b^2_\varkappa}$ i dotyczy amplitudy wahań.

JÓZEF ZAGÓRSKI

Tendencje rozwojowe polskiego wywozu do Anglji

Od roku 1931 Anglja wysunęła się na czoło naszych odbiorców zagranicznych, osiągając w r. 1934 w eksporcie polskim udział 20%. Rozwój więc wywozu do tego najważniejszego polskiego rynku zbytu zasługuje na szczegółowsze zbadanie, które nietylko umożliwi ocenę przyszłego kształtowania się polskiego wywozu na ten rynek, zwłaszcza w świetle ostatniej umowy handlowej, lecz także będzie mogło ułatwić wyjaśnienie całego szeregu zagadnień związanych z ogólnem kształtowaniem się eksportu polskiego.

§ 1. Wywóz do Anglji w porównaniu z wywozem do innych krajów. Procentowy udział wywozu do Anglji w ogólnym eksporcie w porównaniu z innemi najważniejszemi krajami przedstawia tabl. 1.

TABLICA I

Kraje wywozowe	1924	1925	1926	1927	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934
	udział w procentach w wywozie ogólnym z Polski										
Anglja	10.5	8,3	17,1	12.2	9,0	10,3	12,1	17,0	16,4	19,2	20.0
Kraje zachodnio-europejskie[a]	10,0	8,0	12,6	10,6	10,0	10,4	12,8	17,8	21,7	21,7	20,6
Niemcy	42,4	39,0	25,3	32,0	34,3	31,2	26,7	16,8	16,2	17,5	16,9
Kraje sukc. b. mon. austr.-węg.[b]	19,9	25,9	20,1	23,3	26,0	23,1	19,7	18,4	17,0	11,1	11,5

a — Francja, Belgja, Holandja, Szwajcarja, Włochy, Hiszpanja i Portugalja.
b — Austrja, Czechosłowacja i Węgry.

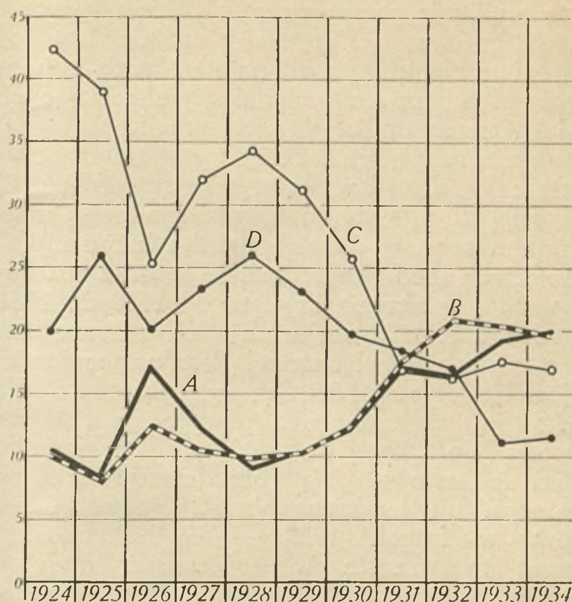
W powyższem zestawieniu uderza bardzo silne podobieństwo między rozwojem wywozu do Anglji i do krajów zachodnio - europejskich, oraz między rozwojem wywozu do Niemiec i do krajów sukcesyjnych b. monarchji austro - węgierskiej. Udział wywozu do krajów wymienionych w pierwszej grupie wykazuje wzrost w okresie dewaluacji złotego (rok 1926 i częściowo 1927) i w okresie ostatniego kryzysu (od 1929 r.). Natomiast udział wywozu do krajów wymienionych w grupie drugiej wykazuje zmiany wprost przeciwne, ujawniające dość dużą współzależność dodatnią z ruchem konjuktury. Tak odmienne kształtowanie się udziału wywozu do krajów objętych temi dwiema grupami można wytłumaczyć tem, że w pierwszej grupie krajów (Anglja i kraje zachodnio - europejskie) konkurencja, jeśli chodzi o obrót zagraniczny, jest mniej „niedoskonała"[1]) niż w drugiej grupie krajów. Postaramy się to wyjaśnić bliżej. Mianowicie Anglja i kraje zachodnio europejskie są raczej państwami morskiemi, posiadającemi bardzo rozległe i ożywione stosunki handlowe. Niemcy zaś i kraje sukcesyjne b. monarchji austro - węgierskiej, a więc kraje środkowo - europejskie o charakterze, poza Niemcami, wybitnie kontynentalnym rozbudowywały swoje stosunki z zagranicą, stosując się do warunków transportu lądowego. Otóż, jak wiadomo, transport morski jest znacznie tańszy i mniej zależny od odległości niż transport lądowy. Państwa więc korzystające z komunikacji morskiej uzyskują niejako naturalne zbliżenie do wszystkich rynków, podczas gdy państwa, korzystające z komunikacji lądowej, w zaopatrywaniu się w dobra zagraniczne są bardziej uzależnione od krajów bezpośrednio sąsiadujących. Anglja więc i kraje zachodnio - europejskie jako kraje mor-

[1]) Joan Robinson. What is perfect competition? The Quarterly Journal of Economics, November, 1934.

skie rozporządzają bardziej rozległemi stosunkami handlowemi, mają bezpośredni dostęp do większej ilości kontrahentów, spośród których mogą wybierać tych, którzy zaofiarują cenę najniższą. Niemcy zaś i kraje sukcesyjne b. monarchji austro - węgierskiej, jako kraje kontynentalne, mają znacznie bardziej ograniczony wybór dostawców, rekrutujących się głównie z krajów blisko położonych, które właśnie z racji tej bliskiej odległości mają pewnego rodzaju monopol. Przykładem tego, że na rynkach krajów środkowo - europejskich konkurencja jest bardziej „niedoskonała" niż w krajach zachodnio - europejskich, jest wywóz węgla z Polski, który w wywozie do krajów środkowo - europejskich osiąga ceny prawie równe kartelowym cenom na rynku wewnętrznym polskim, podczas gdy na rynki zachodnio - europejskie węgiel idzie po cenach kilkakrotnie niższych. W tem więc świetle jasna się staje odmienność kształtowania się udziału wywozu z Polski do Anglji i krajów zachodnio - europejskich a krajów środkowo - europejskich. Wywóz z Polski do pierwszej grupy krajów, gdzie istnieją warunki konkurencji bardziej zbliżone do doskonałych, zależy przedewszystkiem od konkurencyjności, t. zn. od tego, im niższe ceny potrafi zaofiarować od innych kontrahentów. Dlatego właśnie udział wywozu z Polski do tych krajów tak silnie wzrósł w r. 1926, kiedy spadek kursu złotego zwiększył konkurencyjność wyrobów polskich; również z tego wynika znaczny wzrost tego udziału podczas kryzysu, kiedy wskutek bardzo silnego pogorszenia się konjunktury w Polsce konkurencyjność polskich wyrobów niewątpliwie wzrosła. Z drugiej zaś strony udział wywozu do krajów środkowo-europejskich, w stosunku do których Polska z racji sąsiedztwa ma pewnego rodzaju monopol, nie ujawnia związku ze zmianami konkurencyjności polskich wyrobów, lecz zmienia się zgodnie z ruchem ogólnej konjunktury w tych krajach.

Powyższe wyjaśnienie tłumaczy oczywiście tylko ogólną tendencję kształtowania się wywozu z Polski do tych grup krajów; na wysokość liczb udziału wywozu do poszczególnych krajów miały wpływ także i inne czynniki. Mianowicie silny wzrost udziału wywozu do Anglji i krajów zachodnio - europejskich podczas kryzysu wynikały także z tego, że: 1) Anglja i kraje zachodnio - europejskie stosowały bardziej liberalną politykę handlową; 2) w krajach tych podczas ostatniego kryzysu konjunktura kształtowała się naogół lepiej i zakupy tych krajów utrzymywały się na stosunkowo wyższym poziomie niż w krajach środkowo - europejskich. Nacisk protekcjonistyczny krajów środkowo - europejskich, który ostatnio silnie się zaznaczył, wpłynął na dokonanie się w eksporcie polskim zmian o charakterze strukturalnym, polegających na zwiększonej ekspansji na rynki zachodnio-europejskie i większem uniezależnieniu się od rynków środkowo-europejskich. Przykładem tych zmian będzie więc wywóz węgla na rynki skandynawskie, jako zastępstwo utraconego

UDZIAŁ NAJWAŻNIEJSZYCH KRAJÓW W WYWOZIE Z POLSKI W %%



A — Anglja. *B* — kraje zachodnio-europejskie (Francja, Belgja, Holandja, Hiszpanja, Portugalja, Szwajcarja, Włochy). *C* — Niemcy. *D* — kraje sukcesyjne (Austrja, Czechosłowacja, Węgry).

rynku niemieckiego, wywóz bekonów do Anglji, naskutek utrudnień w wywozie trzody chlewnej do krajów środkowo - europejskich, zwiększony wywóz do Anglji drewna tartego, naskutek zamknięcia rynku niemieckiego i t. d. Pozatem na liczby udziału w wywozie w poszczególnych wypadkach miały wpływ czynniki przypadkowe; tak np. spadek udziału wywozu do Anglji w r. 1932 był spowodowany obniżką kursu funta szterlinga, a szczególnie ostry spadek wywozu do Niemiec w r. 1926 wynika z „wojny celnej".

Dla uzupełnienia powyższych wywodów należałoby jeszcze rozpatrzeć kształtowanie się udziału przywozu z Polski w ogólnym przywozie do Anglji. Przedstawia to tablica 2.

TABLICA 2

Rok	Udział przywozu z Polski w ogólnym przywozie do Anglji w %%	Rok	Udział przywozu z Polski w ogólnym przywozie do Anglji w %%
1925	0,39	1930	0,76
1926	0,69	1931	1,00
1927	0,66	1932	0,88 a)
1928	0,48	1933	0,93 a)
1929	0,57	1934	0,94 a)

a) oszacowane na podstawie częściowych danych angielskich, uzupełnionych danemi polskiemi.

Niski udział Polski wynika nietylko z tego, że Anglja jest dla większości towarów największym światowym rynkiem zbytu, lecz częściowo także dlatego, że, jak już wspomnieliśmy, Anglja posiada rozległe stosunki handlowe i stąd

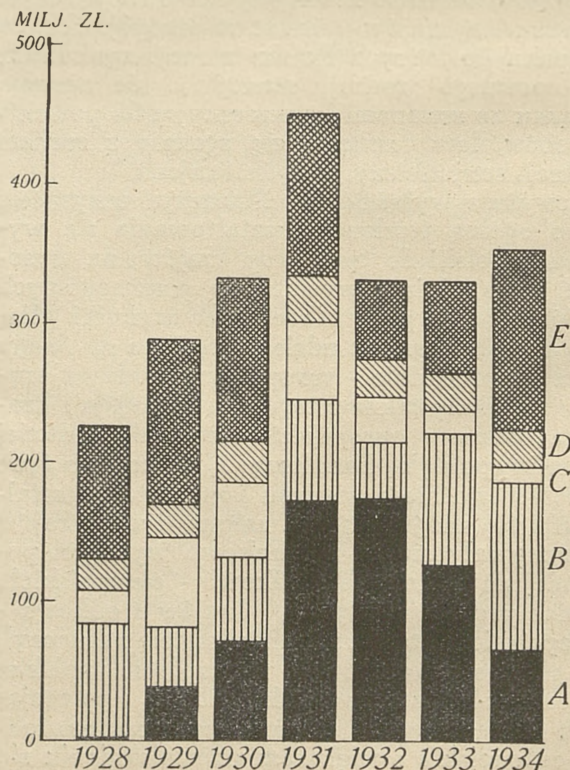
znaczenie pojedyńczych dostawców jest znacznie mniejsze niż w krajach kontynentalnych. Dane o udziale przywozu z Polski w przywozie angielskim łącznie z danemi o udziale Anglji w wywozie z Polski pozwolą nam na bardziej konkretne przedstawienie czynników określających udział wywozu do Anglji. Obie tabelki (dotyczące udziału przywozu z Polski w ogólnym przywozie angielskim i wywozu z Polski do Anglji) wykazują do r. 1932 dość dużą zgodność, mianowicie wzrost w okresie spadku kursu złotego w latach 1926 i częściowo 1927, oraz następnie wzrost w okresie kryzysu od 1929 do 1931 i spadek w r. 1932 naskutek spadku kursu funta szterlinga i zwiększonej konkurencyjności krajów skandynawskich, związanych walutowo z Anglją. W okresie powyższym udział wywozu do Anglji w ogólnym wywozie z Polski kształtował się przedewszystkiem w zależności od konkurencyjności polskich wyrobów, w latach 1929 — 1931 konkurencyjność ta wzrosła w odniesieniu do poszczególnych artykułów silniej niżby to wynikało z wewnętrznej sytuacji konjunkturalnej, naskutek ostrych ograniczeń przywozowych w innych krajach, stwarzając warunki eksportu do Anglji artykułów dotychczas tam z Polski nieeksportowanych lub eksportowanych w ilościach nieznacznych, jak np. bekony, odzież; nie zmienia to jednak istoty rzeczy. Natomiast w latach 1933 — 1934 udział przywozu z Polski do Anglji wykazuje wprawdzie pewien wzrost w stosunku do obniżonego poziomu z r. 1932 odpowiednio do nadal zwiększającej się konkurencyjności wyrobów polskich, lecz nie przekracza najwyższego poziomu z r. 1931, podczas gdy udział wywozu z Polski do Anglji wykazuje dalsze podniesienie się w stosunku do r. 1931. Znaczy to, że wzrost i wysoki poziom udziału wywozu do Anglji w tych latach wynikał w większym stopniu z tego, że konjunktura w Anglji i związane z nią rozmiary przywozu kształtowały się lepiej niż w innych krajach, do których Polska wywozi swe towary.

Po tych uwagach ogólnych możemy przejść do bardziej szczegółowej analizy przedmiotu, poczynając od rozpatrzenia volumenu wywozu do Anglji.

§ 2. Volumen wywozu do Anglji. Liczby przedstawiające wartość wywozu ze względu na zmiany cen zaciemniają często obraz rzeczywistych zmian zachodzących w fizycznych rozmiarach eksportu. Dla uchwycenia więc tak zwanego volumenu wywozu należało by z liczb wartości wywozu wyeliminować wpływ zmian cen. Ułatwia nam to praca L. Landaua „Wywóz polski w okresie kryzysu"[2]), w której poszczególne pozycje wywozu w okresie 1928 — 1933 zostały przeliczone na ceny z r. 1928. Opierając się na cenach eksportowych poszczególnych artykułów obliczonych przez Landaua, przeliczamy wartość eksportu do Anglji na ceny z r. 1928, otrzymując w ten sposób volumen wywozu. Ponieważ wywóz do Anglji jest jeszcze bardziej skoncentrowany w kilku pozycjach niż wywóz ogólny[3]), przeliczenie to objęło stosunkowo niedużo pozycyj, stanowiących jednakże przeciętnie około 85% całego wywozu. Pozostałe pozycje w sumie przeliczono według wskaźnika grupowego dla analogicznych pozycyj w wywozie ogólnym. Błąd wynikający w tym ostatnim wypadku z różnych wag stosowanych dla pozostałych pozycyj w wywozie do Anglji i wywozie ogólnym nie powinien na całość obliczeń wywrzeć istotnego wpływu. Rezultat tego obliczenia przedstawia tablica 3.

Jak widać z tablicy 3 w okresie 1929 — 1931 miał miejsce bardzo silny wzrost volumenu wywozu do Anglji, zupełnie niewspółmierny ze zmianami w wywozie ogólnym, co było głównie związane, jak już wspominaliśmy, z przesunięciami w kierunkach wywozu polskiego pod wpływem protekcjonizmu krajów bezpośrednio sąsiadujących z Polską, które to przesunięcia były częściowo, ułatwione przez rozszerzenie zakresu premij eksportowych. Po osiągnięciu w r. 1931 volumenu dwukrotnie wyższego niż w r. 1928, wywóz do Anglji obniżył się w r. 1932 do poziomu z r. 1930 pod wpływem obniżki funta szterlinga, a także częściowych podwyżek ceł, utrzymał się na niezmienionym poziomie w r. 1933, wykazując w r. 1934 lekki wzrost, będący głównie wyrazem poprawy konjunktury i wynikającego stąd większego zapotrzebowania Anglji, przy poziomie zgórą o 50% wyższym niż w roku 1928.

WYWÓZ DO ANGLJI W CENACH Z 1928 R.



A — bekony i szynki, *B* — drewno napółobrobione, *C* — cukier, *D* — jaja, *E* — pozostałe artykuły.

TABLICA 3. WYWÓZ DO ANGLJI W PRZELICZENIU NA CENY Z 1928 R., W TYSIĄCACH ZŁOTYCH

Grupy towarów	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934
Zboża i strączkowe	1 968	21 375	10 846	2 570	2 166	5 171	26 625
Cukier wszelki	24 358	65 245	50 220	55 632	32 802	15 688	11 298
Bekony i szynki	2 041	39 138	71 712	172 410	174 369	126 534	65 511
Masło i nabiał	7 913	21 391	9 327	6 224	672	56	11 864
Jaja	22 838	22 700	33 125	34 110	26 128	26 338	26 873
Drzewo napółobrobion.	80 812	42 300	61 198	72 835	41 014	95 440	119 953
Nasiona roślin pastew.	4 342	4 122	2 146	1 520	1 807	3 638	1 642
Cynk	8 343	10 368	18 500	17 021	7 693	2 379	1 269
Meble gięte	2 717	2 917	3 808	3 713	1 594	2 457	2 267
Dykta i forniery	10 056	10 473	5 767	4 060	3 037	2 117	7 333
Parafina	5 506	4 089	6 051	8 563	8 553	10 125	6 809
Odzież wszelka	480	194	618	15 265	5 384	12 945	10 192
Pozostałe pozycje	55 293	44 373	59 732	58 131	27 478	28 981	62 606
Wywóz do Anglji ogółem	**226 667**	**288 685**	**333 050**	**452 054**	**332 697**	**331 869**	**354 242**
(Wywóz do Anglji ogółem w/g cen bieżących)	(226 667)	(288 255)	(294 381)	(318 264)	(178 132)	(184 686)	(191 922)
Wskaźnik wywozu do Anglji 1928 = 100	100,0	127,4	146,9	199,4	146,8	146,4	156,3
Wskaźnik ogólnego wywozu z Polski w/g cen z 1928 roku	100.0	108,6	113,4	102,3	73,0	71,2	78,3

W okresie 1928 — 1931 wszystkie prawie pozycje poza wykazującemi wahania nieregularne jak zboża, masło i nasiona, oraz poza drzewem i dyktą, których spadek wywozu wynikał z zaostrzenia się na rynku angielskim konkurencji rosyjskiej, wskazują bardzo znaczne podniesienie się poziomu wywozu. Znaczy to, że zwiększenie się volumenu wywozu w tym czasie wynikało zarówno ze zwiększającej się konkurencyjności polskich wyrobów wywożonych na rynek angielski już oddawna, jak i wywozu towarów dotychczas tam nieeksportowanych, na warunkach równie konkurencyjnych. W latach 1929 i 1930 wpływ wzrostu dotychczasowego eksportu jak i eksportu „nowego" na zwiększenie się volumenu wywozu był mniej-więcej równy. Natomiast prawie całkowity, a szczególnie silny wzrost wywozu w r. 1931 wynikał ze zmian strukturalnych w eksporcie, a mianowicie wzrostu wywozu bekonów o 140% oraz rozpoczęcia na szerszą skalę eksportu odzieży. W r. 1932 po spadku kursu funta szterlinga i wzmocnieniu przez to konkurencji angielskiej oraz związanych z Anglją walutowo krajów skandynawskich, a także po wprowadzeniu na szereg artykułów ceł, wywóz wszystkich poza bekonami pozycyj wykazuje spadek. Utrzymanie się volumenu wywozu na stosunkowo wysokim poziomie wynika z utrzymania się wywozu bekonów nawet na nieco wyższym poziomie niż w roku poprzednim, co z pewnością wiązało się z silną depresją cen trzody na rynku krajowym. W r. 1933 naskutek dalszego pogorszenia się sytuacji na innych rynkach eksportowych, wywóz do Anglji w części pozycyj znowu się podnosi, jednakże przeszkodą tu są preferencje celne dla dominjów w związku z konferencją ottawską, oraz ograniczenia importowe, które przedewszystkiem objęły najważniejszą pozycję, a mianowicie wywóz bekonów. Jednakże wywóz utrzymuje się na poziomie niezmienionym gdyż znaczny spadek wywozu bekonów został zrównoważony całkowicie przez bardzo silne zwiększenie się wywozu drewna napółobrobionego, spowodu zakazu importu drewna sowieckiego. W roku następnym 1934 wpływ zarządzeń restrykcyjnych był nadal silny, to też podniesienie się volumenu wywozu wynikało głównie z dalszego podniesienia się wywozu drzewa, spowodu szczególnie pomyślnej konjunktury budowlanej na rynku angielskim, oraz ze zwiększenia się wywozu jęczmienia i masła oraz pewnej ilości drobnych pozycyj. Oczywiście nie wszystkie pozycje towarowe wykazywały analogiczne tendencje. Naprzykład wywóz parafiny wykazywał wzrost, załamując się dopiero w r. 1934 naskutek konkurencji amerykańskiej, związanej ze spadkiem dolara.

§ 3. Struktura wywozu do Anglji. W poprzednim paragrafie zanalizowaliśmy zmia-

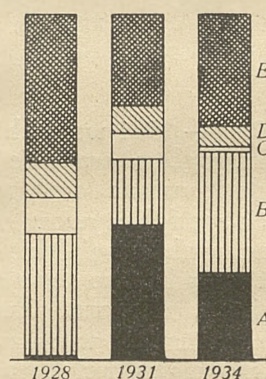
ny volumenu wywozu do Anglji. Dalszym ciągiem tych rozważań będzie zbadanie struktury wywozu do Anglji, a mianowicie udziału poszczególnych grup towarowych w procentach, obliczonych na podstawie cen bieżących, co dokładnie obrazuje wzajemne ustosunkowanie się tych poszczególnych grup. Przedstawia to tablica 4.

TABL. 4. STRUKTURA WYWOZU DO ANGLJI w %% WEDŁUG CEN BIEŻĄCYCH

Grupy towarów	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934
Zboża i strączkowe	0,9	5.6	1,8	0,4	0,5	0,8	4,1
Cukier wszelki	10,7	18,2	10.6	7.4	6,3	2,6	1,2
Bekony i szynki	0.9	18,2	27,3	39,3	48,7	40,6	25,4
Masło i nabiał	3,5	7,2	2,6	1,5	0.2	0,0	2,1
Jaja	10,1	7,9	10,4	8,2	8,4	7,7	5,8
Drewno napółobrobione	35,7	15,9	19,2	18,7	16,6	29,5	34,9
Nasiona roślin pastewnych	1,9	1,0	0,4	0,3	0,6	0,8	0,4
Cynk	3.7	3.6	4,3	2,6	1,8	0,6	0,2
Meble gięte	1,2	1,1	1,3	1,0	0,6	0,7	0,7
Dykta i forniery	4,4	4,0	2.0	1,0	1,1	0,7	2,0
Parafina	2,4	1,7	2,2	2,3	3,7	3,7	2,5
Odzież	0,2	0,1	0,2	3,8	1,8	3,7	2,7
Pozostałe pozycje	24,4	15,5	17,7	13,5	9,7	8,6	18,0

Dwie pozycje towarowe mają w wywozie do Anglji znaczenie zasadnicze, decydujące o całokształcie wywozu. Są to bekony i drewno napółobrobione. Udział tych dwóch pozycyj wynosił w latach 1928 — 1929, kiedy eksport bekonów był w zaczątku, około 35%, podniósł się jednak silnie w latach następnych, osiągając w 1933 r. 70% i opadając w 1934 r. do 60%. Do roku 1932 udział bekonów w wywozie stale wzrasta, z 18% w r. 1929 do 49% w r. 1932. Do r. 1931 wzrost ten wynikał z silnego powiększania się wartości bekonów wysyłanych na ten rynek — silniejszego niż całość wywozu. Natomiast dalszy wzrost tego udziału w r. 1932 wynikał już tylko głównie z bardzo silnego spadku ogólnego wywozu, podczas gdy wartość wywozu bekonów (który ilościowo wykazał nawet pewien dalszy wzrost) zmniejszyła się stosunkowo najmniej. W latach następnych, pod wpływem ograniczeń ilościowych przywozu bekonów do Anglji, udział bekonów w wywozie silnie maleje, dochodząc do 25% w r. 1934. Udział drewna napłobrobionego w r. 1928 wynosił 36%. W następnych jednak latach pod wpływem silnej konkurencji drewna sowieckiego obniża się mniejwięcej do połowy, utrzymując się na tym poziomie aż do roku 1932. W r. 1933 w Anglji przejściowo został wprowadzony zakaz przywozu drewna sowieckiego, następnie zaś przywóz drewna z Z. S. R. R. został dość znacznie ograniczony. Pod wpływem tego głównie, wywóz drewna z Polski silnie wzrasta, podnosząc swój udziału w wywozie do Anglji w r. 1933 do 30%, a w następnym 1934 r. do 35%, czyli do wysokości z r. 1928. Ponieważ w ten sposób udział drewna podniósł się w tym czasie, kiedy zmniejszył się udział bekonów suma tych obu pozycyj utrzymała rolę dominującą w polskim wywozie do Anglji. Odpowiednio pozostałe pozycje wykazują stały spadek udziału. Dopiero w r. 1934 jedynemi pozycjami obok drewna, których udział w wywozie wzrósł, były zboża (głównie jęczmień pod wpływem ograniczenia ilości zaofiarowanych tego artykułu przez Z.S.R.R.), masło i pewna ilość pozycyj drobnych. Jedyną pozycją obok bekonów, drzewa i odzieży, której udział w r. 1934 pozostał nawet nieco większy niż w r. 1928, jest parafina. Wywóz tego artykułu pod wpływem trudności zbytu na innych rynkach był kierowany w corazto większych ilościach na rynek angielski, przyczem nie był dotknięty restrykcjami przywozowemi i obniżył się dopiero w r. 1934 pod wpływem konkurencji amerykańskiej (spadek dolara), odpowiednio do ogólnego spadku wywozu z Polski. Stosunkowo nieznaczny spadek udziału wykazuje wywóz jaj, co było również związane z większemi trudnościami zbytu tego artykułu na innych rynkach. Wyjątkowo silny spadek udziału wywozu cukru i cynku wynikał nietylko ze znacznego ograniczenia ilości wywożonych tych artykułów, lecz równie silnie z bardzo dużego spadku ich cen.

STRUKTURA WYWOZU DO ANGLJI W %% W/G CEN BIEŻĄCYCH



A — bekony i szynki, *B* — drewno napółobrobione, *C* — cukier, *D* — jaja, *E* — pozostałe artykuły.

§ 4. Udział Anglji w wywozie z Polski poszczególnych artykułów. Zbadanie udziału wywozu do Anglji w ogólnym wywozie z Polski poszczególnych artykułów umożliwi nam ocenę, czy zmiany w wywozie danego artykułu do Anglji wynikają z ogólnych przyczyn kształtujących rozmiary wywozu z Polski, czy też ze specjalnych właściwości rynku angielskiego. W tym celu przedstawiliśmy w tablicy 5 procentowy udział wywozu do Anglji w ogólnym wywozie najważniejszych artykułów. Przytem dla porównania wzięto tylko 3 lata: rok 1928, jako w naszem badaniu wyjściowy, rok 1931, jako rok najwyższego wywozu do Anglji, oraz ostatni rok 1934. Bekony, które, jak wiadomo, idą prawie tylko na rynek angielski, w tablicy tej opuszczono.

Tabl. 5. UDZIAŁ WYWOZU DO ANGLJI W %% WYWOZU OGÓLNEGO POSZCZEGÓLNYCH ARTYKUŁÓW

Nazwa artykułu	1928	1931	1934
Cukier wszelki	23,8	29,4	17,7
Jaja	15,8	20,6	47,8
Drewno napółobrobione	27,7	36,9	63,2
Cynk	6,1	14,5	5,2
Meble gięte	24,0	40,7	21,4
Dykty i forniery	43,7	19,7	22,8
Parafina	20 8	58,6	54,0

W r. 1931 w wywozie wszystkich artykułów poza dyktą (na którą, jak już wspominaliśmy, miała wpływ konkurencja sowiecka) udział rynku angielskiego w porównaniu z r. 1928 wzrósł. Świadczy to o tem, że sytuacja importowa na rynku angielskim w tym okresie przedstawiała się znacznie lepiej aniżeli w innych krajach. W r. 1934 w porównaniu z rokiem 1931 dalszy wzrost udziału Anglji nastąpił tylko w wywozie jaj i drewna napółobrobionego. W pierwszym wypadku wskutek znacznego pogorszenia się sytuacji na innych rynkach, w drugim — w związku z ogólną poprawą sytuacji rynkowej w Anglji, a także ograniczenia dostaw drewna z Z. S. R. R. W wywozie parafiny i dykty udział Anglji zmienił się tylko nieznacznie, natomiast we wszystkich pozostałych pozycjach spadł znacznie w stosunku do r. 1931, obniżając się nawet nieco w stosunku do r. 1928. Znaczy to, że w zakresie tych ostatnich artykułów — grających zresztą w porównaniu z bekonami i drewnem rolę drugorzędną — pod wpływem deprecjacji walut i preferencyj celnych, różnice między atrakcyjnością rynku angielskiego a pozostałemi rynkami powróciły do stanu z roku 1928.

§ 5. Udział Polski w przywozie poszczególnych artykułów do Anglji. Zbadanie tego zagadnienia pozwoli nam ocenić zmiany konkurencyjności Polski w zakresie poszczególnych artykułów w stosunku do innych dostawców na rynek angielski. Przedstawia to tablica 6, analogiczna do tablicy 5.

Tabl. 6. UDZIAŁ POLSKI W %% OGÓLNEGO PRZYWOZU DO ANGLJI POSZCZEGÓLNYCH ARTYKUŁÓW

Nazwa artykułu	1928	1931	1934
Cukier surowy	1,2	6,2	0,8
Bekony	1,2	8,2	5,7
Jaja	7,1	7,4	7,5
Drewno tarte	4,8	5,6	8,9
Dykta	11,7	3,9	5,6
Parafina	9,4	10,6	11,0
Odzież	0,0	1,2	2,7

Jak widać z powyższego zestawienia, w zakresie większości najważniejszych artykułów Polska stale powiększa swój udział na rynku angielskim, wypierając konkurentów.

Jedyne z uwzględnionych pozycyj nie wykazujące powiększenia udziału w stosunku do r. 1928 są cukier surowy i dykta. Jeśli chodzi o cukier to wynikało to głównie z ogólnego spadku wywozu cukru buraczanego, nie wytrzymującego konkurencji cukru trzcinowego. Natomiast na spadek udziału w przywozie dykty miała wpływ zwiększona konkurencja dykty sowieckiej. Również jedyną pozycją wykazującą spadek udziału Polski w stosunku do r. 1931 jest wywóz bekonów, co znowu wynika jedynie z przyznania Polsce stosunkowo niskiego kontyngentu. Naogół liczby procentowe udziału Polski w przywozie poszczególnych artykułów są dość niskie, co łączy się, jak już wspominaliśmy z utrzymywaniem przez Anglję ożywionych stosunków handlowych z bardzo dużą ilością krajów.

§ 6. Wnioski ogólne. Powyżej staraliśmy się rozpatrzyć wywóz do Anglji możliwie wszechstronnie i wyczerpująco, unikając jednak analizy zbyt drobiazgowej, jako sprzecznej z celem niniejszej pracy. Zbadaliśmy więc kształtowanie się udziału wywozu do Anglji na tle wywozu do innych krajów, volumen i strukturę wywozu do Anglji oraz zmiany w znaczeniu wywozu do Anglji w wywozie ogólnym i przywozu z Polski do Anglji w przywozie ogólnym poszczególnych artykułów. Podsumowawszy wyniki tych badań, stwierdzamy, co następuje.

Anglja obok krajów zachodnio - europejskich w okresie ostatniego kryzysu, jak zresztą i przedtem, była krajem stosującym najbardziej liberalną politykę handlową i chociaż po roku 1932 głównie w związku z uchwałami konferencji ottawskiej, zalecającemi preferencje dla przywozu z dominjów. liberalizm tej polityki znacznie się zmniejszył, jednakże Anglja nadal zachowała przodownictwo pod tym względem. Ta stosunkowo liberalna polityka handlowa uczyniła rynek angielski szczególnie atrakcyjnym, zwłaszcza dla Polski, w eksporcie której do r. 1928 bardzo dużą rolę grały dostawy do krajów środkowo - europejskich, głównie do Niemiec, które to kraje podczas ostatniego kryzysu stosowały szczególnie ostrą politykę protekcjonistyczną. W związku z tem udział wywozu do Anglji w ogólnym wywozie z Polski podniósł się (podobnie jak i udział wywozu do krajów zachodnio - europejskich) z 10% w r. 1928 do 20% w roku 1934, przejściowo tylko obniżając się w r. 1932. Volumen wywozu do Anglji do r. 1931 podnosi się bardzo silnie, osiągając poziom dwukrotnie wyższy niż w r. 1928, następnie jednak pod wpływem ograniczeń przywozowych spada znacznie, utrzymując mimo to w r. 1934 poziom wyższy o 50% od volumenu wywozu w r. 1928. Tak silny wzrost wywozu do r. 1931 wynikał głównie ze znacznego powiększenia eksportu bekonów, który ilościowo powiększył się nawet nieco jeszcze w r. 1932. W następnych jednak latach pod wpływem ograniczeń importowych wywóz bekonów znacznie spada, natomiast ogólny wywóz utrzymuje się

w niezmienionym mniejwięcej poziomie dzięki silnemu wzrostowi w ostatnich dwóch latach wywozu drewna napółobrobionego. W eksporcie więc do Anglji największą rolę grają dwie pozycje: bekony i drewno napółobrobione. Udział tych pozycyj w wywozie ogólnym w latach 1931 — 1934 wahał się od 60% do 70%, przyczem w r. 1932 udział samych bekonów dochodził do 50% ogólnego wywozu, obniżając się następnie w r. 1934 do 25%. Pozatem większe znaczenie w wywozie do Anglji mają obecnie jaja, odzież, parafina, a w ostatnim roku także zboża i masło.

Zwiększenie się udziału wywozu do Anglji podczas ostatniego kryzysu nastąpiło częściowo przez powiększenie liczby eksportowanych na ten rynek towarów, poważnemi zdobyczami w tym względzie jest wywóz bekonów i odzieży, a częściowo przez zwiększenie się udziału Anglji w wywozie poszczególnych artykułów, które już i przedtem znajdowały zbyt na tym rynku. Również w przywozie do Anglji udział Polski ogółem jak i udział Polski w zakresie przywozu większości artykułów wykazuje stały znaczny wzrost.

Ostatnia umowa handlowa polsko - angielska między innemi zawiera 30 zniżek i fiksacyj celnych na towary polskie, oraz gwarancje ilościowe dotyczące bekonów jaj i masła. Mianowicie kontyngent na przywóz bekonów z Polski nie może obejmować ilości mniejszych niż 41,4% polskiego wywozu bekonów do Anglji w r. 1932, co całkowicie odpowiada poziomowi wywozu bekonów z Polski w r. 1934. Również kontyngent na przywóz jaj nie może być niższy niż 13,5% ogólnego kontyngentu przywozowego, co również odpowiada w przybliżeniu ilości wywozu z Polski do Anglji w r. 1934 (udział Polski w ogólnym przywozie do Anglji ilościowo wynosił 10%, a po potrąceniu przywozu z dominjów 15%). W przywozie masła na wypadek wprowadzenia kontyngentów obiecano niebranie pod uwagę, przy wyznaczaniu kontyngentu dla Polski, niepomyślnych, pod względem eksportu z Polski tego artykułu lat 1932 i 1933, a na rok bieżący zagwarantowano, że przywóz masła z Polski nawet z chwilą wprowadzenia kontyngentów, ograniczeniom tym podlegać nie będzie, o ile tylko nie przekroczy, albo poziomu z rekordowego dla przywozu masła z Polski r. 1929 lub 1,8% ogólnego przywozu masła do Anglji. Ponieważ przywóz masła z Polski do Anglji w r. 1934 był o 29% niższy niż w r. 1929, a udział w ogólnym przywozie masła do Anglji wynosił 0,5%, klauzule powyższe gwarantują dosyć szeroką marżę dla dalszego zwiększenia eksportu masła do Anglji w roku bieżącym.

W świetle postanowień tej umowy, należy uznać, że bardzo znaczna ekspansja polskiego wywozu na rynek angielski, jaka się dokonała w latach 1928 — 1934 ma wszelkie znamiona trwałości.

LUDWIK LANDAU

Wywóz z Polski w roku 1934

W zesz. 2-3 z roku ubiegłego „Prac Instytutu Badania Konjunktur Gospodarczych i Cen" daliśmy zestawienie zmian w rozmiarach i strukturze eksportu polskiego w okresie kryzysu do roku 1933 włącznie. Notatka niniejsza uzupełnia te zestawienia danemi za ostatni rok—1934.

Metody obliczeń niezbędnych dla zanalizowania rozwoju wywozu, a mających na celu zwłaszcza oddzielenie wahań ilości eksportowanych od wahań cen, podane były w cytowanem opracowaniu; metody te utrzymane były w zasadzie bez żadnych zmian. Trudność dodatkowa powstała w związku z tą okolicznością, że od roku 1934 klasyfikacja w statystyce handlu zagranicznego uległa (w związku z wprowadzeniem nowej taryfy celnej) gruntownym zmianom; aby uzyskać porównalność z dawnemi materjałami trzeba więc było wykonać pracę dostosowania nowej klasyfikacji do przyjętego w naszem opracowaniu systemu przedstawiania eksportu z Polski, opartego na dawnej klasyfikacji; dostosowanie to nie mogło być idealnie ściste (zwłaszcza przy opieraniu się na skróconym schemacie miesięcznika statystyki handlu zagranicznego), żadne poważniejsze różnice jednak nie mogły stąd wyniknąć.

Wyniki obliczeń przedstawione są w tablicach na str. 32 i 33.

Jak z zestawień tych widać, wartość ogólna wywozu polskiego wzrosła w r. 1934 o 16 milj. zł. t. j. o 1,7%; wzrost ten odbył się w dziedzinie wywozu rolnego, który zwiększył się o 22 milj. zł. (6,4%), podczas gdy wartość eksportu przemysłowego spadła o 6 milj. zł. (1,0%). Jest to zwrot w dotychczasowym stale zniżkowym kierunku zmian wywozu. Zwrot ten nastąpił w postaci zahamowania tempa spadku cen eksportowych z jednej strony i — pierwszego od r. 1931 — wzrostu ilości wywożonych z drugiej. Liczony w stałych cenach (z 1928 r.) wywóz z Polski wzrósł w 1934 r. o 9,9%; wzrost ten objął zarówno artykuły rolne jak i przemysłowe—tylko spadek cen wywołał zmniejszenie się wartości eksportu przemysłowego; w każdym razie wzrost był w wywozie rolnym znacznie silniejszy (15,6%) niż w przemysłowym (5,8%). Ruch zniżkowy cen trwał dalej, tempo jego jednak dalej słabło: podczas gdy w 1931 r. ceny eksportowe wykazały zniżkę przeciętnie o 14,5%, po spadku funta w 1932 r. — o 19%, a jeszcze w 1933 r. — o 9,3%, to w 1934 r. zniżka cen wyniosła 7,5%, mianowicie: w zakresie artykułów rolnych 7,8%, przemysłowych — 6,4%[1]).

Zahamowanie tempa spadku cen, a zwłaszcza wzrost ilościowy wywozu pozostawały oczywiście w ścisłym związku ze zmianą w międzynarodowej sytuacji gospodarczej, ze zwiększeniem się produkcji światowej (według obliczeń niemieckiego Instytutu Badania Konjunktur o około 10%), które — nawet w dzisiejszych warunkach restrykcyj importowych i protekcjonizmu—musiało wywołać pewne ożywienie się międzynarodowej wymiany towarowej. Należy jednak zauważyć, że wzrost ilościowy wywozu z Polski był silniejszy od wzrostu w całości wymiany międzynarodowej.

Wywóz przemysłowy zwiększył się głównie w dwóch gałęziach — w przemyśle węglowym i w drzewnym: w pierwszym wywóz wzrósł o 9%, w drugim o 12%; ponieważ te dwie gałęzie obejmują połowę całego polskiego eksportu przemysłowego, wzrost w nich wystarczał do

---

[1]) Trzeba zaznaczyć, że obliczane przez nas wskaźniki cen eksportowych wykazują ruch zależny nietylko od wahań cen osiąganych przeciętnie na różnych rynkach z eksportu poszczególnych artykułów, ale także od struktury wywozu: wzrost udziału artykułów, których ceny spadły (już poprzednio!) silniej, powoduje obniżenie się przeciętnego wskaźnika cen eksportowych. Tem tłumaczy się, że wskaźnik obniżył się w 1934 r. w stosunku wyższym od przeciętnej zmian cen rolnych i przemysłowych — wzrósł bowiem udział eksportu rolnego; skolei spadek wskaźnika cen wywożonych artykułów rolnych jest w pewnej części spowodowany wzrostem udziału zbóż — artykułu o niezmiernie silnie obniżonych cenach.

Grupy towarów	Wywóz w miljonach złotych							
	według cen bieżących				według cen z 1928 roku			
	1929	1931	1933	1934	1929	1931	1933	1934
Wywóz ogółem	**2813.4**	**1878.6**	**959.7**	**975.6**	**2873.4**	**2708.3**	**1884.9**	**2071.7**
Produkcja rolnicza i leśna . . .	**1170.1**	**670.1**	**342.2**	**364.2**	**1218.1**	**1050.0**	**784.1**	**906.7**
Produkcja zwierzęca	613,8	455,5	176.7	153,4	577,6	663,7	324,6	280,4
w tem: trzoda chlewna na rzeź	185,2	52,2	12,2	17.5	168,3	93,3	26,5	38,2
bekony	45,8	103,1	66,6	46,7	33,1	145,6	110,3	64,3
jaja	142,5	97,8	33,6	23,5	141,9	127,5	62,3	56,3
Produkcja roślinna poza drzewem	387,2	180,7	140,7	176,4	478,6	342,4	407,8	559,3
w tem: żyto	59,1	25,7	39,3	44,3	88,4	58,5	161,5	200,4
pszenica	0,9	11,8	8,5	14,5	1,1	26,8	23,1	43,6
jęczmień	81,9	29,1	18,4	35,9	101,6	57,5	60,5	110,3
nasiona koniczyny . .	23,4	10,7	11,7	8,7	34,4	15,6	28,6	18,7
mąka żytnia	1,0	10,6	2,9	8.8	1,0	19,6	10,3	42,8
Drewno surowe	169,1	33,9	24,8	34,4	161,9	43,9	51,7	67,0
w tem: papierówka	78,5	10,3	10,2	11,3	76,2	15,3	21,9	22,9
kłody sosnowe	24,3	2,5	3,7	9,7	23,1	3,4	11,3	22,2
Produkcja przemysłowa	**1643,3**	**1208,5**	**617,5**	**611,4**	**1655,3**	**1658,3**	**1100,8**	**1165,0**
Węgiel i produkty naftowe . .	466,9	392,4	205,0	198,2	472,9	465,7	329,6	355,9
w tem: węgiel kamienny . .	384,1	339,1	166,7	158,0	389,5	386,9	254,7	276,6
benzyna	15,0	12,6	7,2	7,3	16,4	27,2	21,9	24,5
Wyroby hutnicze i przemysłu met.	323,8	241,0	120,2	116,1	318,1	334,8	208,3	212,9
w tem: szyny kolejowe . . .	4,0	10,1	9,6	14,0	4,0	10,1	12,9	19,0
blacha żelazna gruba powyżej 1mm . . .	12,6	25,1	11,2	5,6	11,1	28,2	16,3	7,7
rury żelazne	44,0	29,7	15,7	22,2	39,2	25,9	17,4	21,3
stal specjalna . . .	0,2	0,8	6,9	6.5	0,3	0,6	12,1	15,3
cynk	143,7	56,2	29,9	25,0	144,7	117,3	68,8	68,6
Wyroby przemysłu chemicznego	68,6	59,6	37,1	35,8	74,3	78,6	62,3	67,8
w tem: siarczan amonu . .	6,8	9,5	6,0	5,2	7,1	15,0	15,1	15.8
Wyroby przemysłu drzewnego .	312,8	191,0	129,7	145,2	287,7	232,4	230,0	257,4
w tem: bale sosnowe . . .	12,0	17,1	19,7	23,9	10,7	23,7	36.9	43,3
deski sosnowe . . .	66,4	10,2	16,3	9,9	64,7	14,9	31,9	19,1
bale jodłowe i świerkowe	29,0	33,5	17,1	25,1	26,4	42,2	30,8	45,1
deski jodłowe i świerkowe	42.6	32,7	26,4	17,1	36,8	38,0	41,0	29,1
deski dębowe . . .	20,0	12,7	7,2	6,9	17,3	14,2	12,5	13.5
forniery klejone . .	29,4	16,5	12,1	17,2	26,4	18,6	24,6	30,7
meble gięte	14,7	8,1	4,8	5,9	13,4	10,1	8,0	10,6
Wyroby przemysłu włókienniczego	207,4	129,0	35,8	34,1	208,0	196,0	77,4	77,0
Wyroby przemysłu odzieżowego	13,2	23,0	20,2	14,6	12,5	29,1	38,4	28,8
w tem: odzież męska bawełniana	0,1	2,6	6,9	5,9	0,1	3,2	13,7	10,6
Wyroby przemysłu papierniczego	8,8	11,8	5,5	5,5	7,2	13,3	8,0	9,4
Wyroby przemysłu spożywczego	166,6	103,8	32,1	23,9	198,8	238,1	93,8	85,7
w tem: cukier	133,4	80,1	18,7	12,6	165,8	188,7	61,6	55,3
Inne wyroby przemysłowe . . .	75,2	56,9	31,9	38,0	75,8	70,3	53,0	70,1

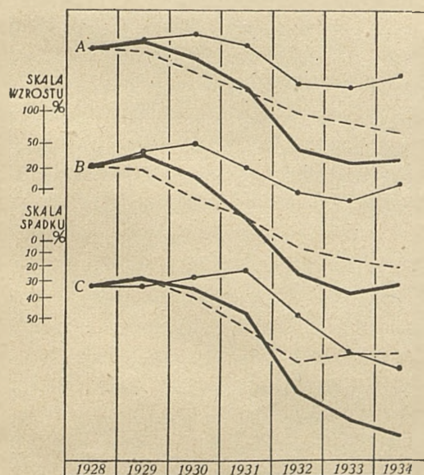
Grupy produktów	Wskaźniki wywozu (1928 = 100) liczonego w cenach bieżących				Wskaźniki wywozu (1928 = 100) liczonego w cenach 1928 r.				Wskaźniki cen wywozowych (1928 = 100)			
	1929	1931	1933	1934	1929	1931	1933	1934	1929	1931	1933	1934
Wywóz ogółem	**106,3**	**71,0**	**36,3**	**36,9**	**108,6**	**102,3**	**71,2**	**78,3**	**97,9**	**69,3**	**50,9**	**47,1**
Produkcja rolnicza i leśna . . .	**109,8**	**62,9**	**32,1**	**34,2**	**114,3**	**98,5**	**73,6**	**85,0**	**96,1**	**63,8**	**43,6**	**40,2**
Produkcja zwierzęca . .	106,2	78,8	30,6	26,6	100,0	114,9	56,2	48,5	106,3	68,6	54,4	54,7
Produkcja roślinna poza drzewem	147,7	69,0	53,7	67,3	182,6	130,6	155,6	213,4	80,9	52,8	34,5	31,5
Drewno surowe	74,8	15,0	11,0	15,2	71,6	19,4	22,9	29,6	104,4	77,2	48,0	51,3
Produkcja przemysłowa	**104,0**	**76,5**	**39,1**	**38,7**	**104,7**	**104,9**	**69,7**	**73,7**	**99,3**	**72,9**	**56,1**	**52,5**
Węgiel i produkty naftowe	102,8	86,4	45,2	43,6	104,1	102,5	72,6	78,4	98,7	84,3	62,2	55,7
Wyroby hutnicze i przem. metalowego	111,7	83,2	41,5	40,1	109,8	115,6	71,9	73,5	101,8	72,0	57,7	54,5
Wyroby przemysłu chemicznego	116,1	100,8	45,9	60,6	125,8	133,0	105,4	114,7	92,4	75,8	59,6	52,8
Wyroby przemysłu drzewnego	85,8	52,4	35,6	39,8	78,9	63,7	63,1	70,6	108,7	82,2	56,4	56,4
Wyroby przemysłu włókienniczego	105,1	65,3	18,1	17,3	105,4	99,3	39,2	39,0	99,7	65,8	46,2	44,3
Wyroby przemysłu odzieżowego	124,7	217,2	190,1	137,7	117,4	274,3	362,1	271,6	106,3	79,2	52,5	50,7
Wyroby przemysłu papierniczego . . .	121,7	163,7	75,9	76.1	99,4	185,2	110,6	129,5	122,5	88,4	68,6	58,5
Wyroby przemysłu spożywczego	129,9	80,9	25,0	18,6	155,0	185,6	73,1	66,8	83,8	43,6	34,2	27,9
Inne wyroby przemysłowe	108,3	82,0	45,9	54,8	109,2	101,2	76,3	101,0	.	.	.	.

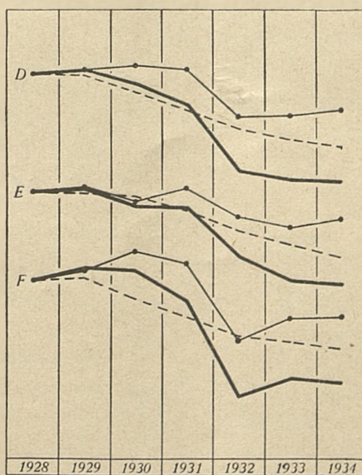
wymienionego wyżej znacznego podniesienia się całości wywozu przemysłu. W innych gałęziach nie było istotnych zmian. Wywóz wyrobów hutniczych i przemysłu metalowego zwiększył się niewiele — o 2%; pewien wzrost wykazał też wywóz przemysłu chemicznego, papierniczego i niektórych mniejszych działów. Natomiast na niezmiennie niskim poziomie pozostał wywóz włókienniczy, ograniczony zaledwie do ²/₅ ilości wywożonych przed rokiem 1932. Kurczył się jeszcze dalej eksport przemysłu spożywczego, mianowicie zmniejszył się wywóz cukru. Zatrzymał się w dotychczasowej ekspansji wywóz odzieży i po raz pierwszy w 1934 r. wykazał pokaźny spadek.

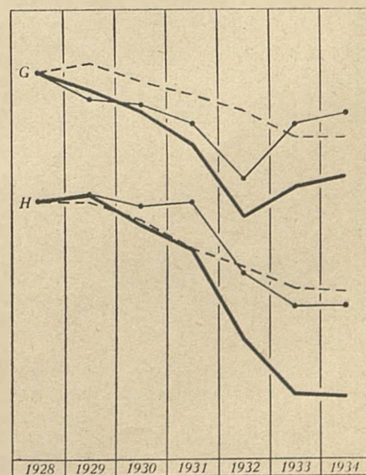
Ogólny wzrost wywozu przemysłowego o 5,8% był znacznie mniejszy od wzrostu produkcji przemysłowej w 1934 r., który wyniósł 13,4%. W ten sposób tylko niewielką część przyrostu produkcji pochłonęło zwiększenie się wywozu — niecałych 10%; reszta pozostała na rynku wewnętrznym. Obliczając, podobnie jak to zrobiliśmy dla lat poprzednich, ze zmiany produkcji i wywozu przemysłu zmianę ich

WAHANIA ILOŚCI, CEN I WARTOŚCI WYWOZU POLSKIEGO I NIEKTÓRYCH JEGO GRUP

Skala logarytmiczna







A — cały wywóz, *B* — produkcja rolnicza i leśna ogółem, *C* — produkcja zwierzęca, *D* — produkcja przemysłowa ogółem, *E* — węgiel i produkty naftowe, *F* — wyroby hutnicze i przemysłu metalowego, *G* — wyroby przemysłu drzewnego, *H* — wyroby przemysłu włókienniczego. *Linje ciągłe z kółkami* — ilości. *Linje przerywane* — ceny. *Linje ciągłe grube* — wartości.

stosunku i nawiązując do dawnych szacunków, stwierdzamy, że udział wywozu w produkcji przemysłowej obniżył się w 1934 r. o 6,7% i że wobec tego wynosił w tym roku 19,4%. Zmniejszanie się wywozu w zbycie przemysłowym trwa od r. 1932: z 25,0% w r. 1931 kurczył się ten udział do 21,1% w r. 1932, do 20,8% w r. 1933 i do 19,4% w r. 1934. Rola wywozu pozostała jeszcze obecnie większa niż w latach ożywienia (16,5% w r. 1928, 17,4% w r. 1929), poważniejszej roli jednak jako impuls do ożywienia się obrotów wywóz w Polsce nie odegrał.

Znaczne zmiany zaszły w ostatnim roku w wywozie rolnym. Wspomniany wyżej wzrost jego wynikł ze zwiększenia się (w dużej części premjowanego) eksportu ziemiopłodów: wzrósł on mianowicie o 37%, zbliżając się do poziomu największego ilościowo eksportu 1930 r., a przekraczając przeszło dwukrotnie rozmiary eksportu roku 1928. Natomiast wywóz artykułów hodowlanych pozostawał w trwającym już od r. 1932 silnym ruchu zniżkowym; zmniejszenie w ostatnim roku wyniosło 14% i sprowadziło ten dział eksportu do niecałej połowy ilości wywożonych w latach 1928 — 1931.

Wynikiem tych zmian były dość znaczne przesunięcia w strukturze eksportu polskiego. Szły one w kierunku zwiększania się roli wywozu rolnego, a przedewszystkiem w kierunku zmiany składu tego ostatniego; produkty hodowlane, które w 1931 r. stanowiły prawie 25% całego wywozu, spadły obecnie do 16%, natomiast ziemiopłody, które wówczas nie dosięgały 10% ogółu eksportu, obecnie — mimo silniejszego niż w innych dziedzinach spadku cen — przekroczyły 18%.

RÉSUMÉS

Les causes des changements des variations saisonnières des séries économiques

Par JÓZEF ZAGÓRSKI

Les changements des variations saisonnières auxquelles sont sujettes les séries économiques ne sont pas dues uniquement aux modifications des facteurs exogènes qui forment la cause première des ces variations, comme les conditions athmosphériques, les moeurs, etc. Ces changements peuvent résulter des modifications survenant dans la structure économique, que ce soit une interrelation différente des facteurs particuliers ou bien des changements dans ces facteurs mêmes.

Tout d'abord, il y a des séries statistiques composées de plusieurs ensembles dont chacun a des variations saisonnières différentes. Dans ce cas, lorsque la proportion de ces ensembles change, les variations saisonnières de la série tout entière changent, elles aussi. C'est bien le cas des séries concernant l'activité du bâtiment, comportant aussi bien la construction de petites maisons d'habitation que les travaux publics dont les variations saisonnières sont tout à fait différentes et qui en outre réagissent d'une manière différente aux changements d'ordre cyclique.

En ce qui concerne les séries statistiques qui se rapportent à des collectivités plus homogènes, il y a lieu d'analyser les facteurs économiques à travers lesquels se manifeste l'influence des phénomènes saisonniers proprement dits et que l'on peut répartir en deux groupes: 1° la tradition (achats avant les fêtes) et 2° conditions athmosphériques. Le facteur économique qui détermine le degré de la réaction de l'individu contre ces phénomènes, c'est le montant de son revenu. Il est clair que p.ex. la saisonnalité de la demande de charbon est toute autre chez des gens pauvres et chez des gens riches. Tout empirement des affaires aura pour effet: a) un changement dans la répartition des revenus entre les groupes sociaux particuliers et b) l'abaissement du revenu moyen dans chaque groupe. Aussi bien l'un que l'autre de ces facteurs influera sur les variations saisonnières des ventes de la marchandise en question: le premier, car la demande d'une marchandise accuse des variations saisonnières différentes dans divers groupes, de façon que, s'il y a des changements dans la répartition des revenus, la pondération des variations saisonnières des groupes particuliers devra changer elle aussi; le second — car toute diminution du revenu cause en premier lieu la limitation des besoins les plus élastiques; puisque le même article peut satisfaire à des besoins plus et moins élastiques dont le charactère change suivant la saison, ce qui fait que dans certaines périodes de l'année il y a préponderance des besoins plus élastiques et dans d'autres — celle des besoins plus rigides, une restriction des besoins plus élastiques peut mener à des changements dans les variations saisonnières. D'habitude, dans les périodes de l'essor saisonnier, le rôle prédominant est joué par des besoins de caractère plus rigide, dans celles de stagnation saisonnière — par les besoins plus élastiques, et c'est pourquoi le changement des variations saisonnières sous l'influence de l'empirement de la situation des affaires se manifeste surtout dans une amplitude accrue de ces variations.

Les mouvements saisonniers de la production dépendent soit de la saisonnalité des ven-

tes de la marchandise en question, ce qui est très fréquent, soit — dans des cas assez rares — des facteurs d'ordre technologique (industrie sucrière, etc.). Dans le premier cas, le facteur économique qui detérmine le degré de l'accomodation de la production à la saisonnalité de la demande ce sont les proportions du capital fixe affecté à la production. Si la production d'un article se faisait sans capital fixe, sa saisonnalité s'ajusterait complètement à la saisonnalité des ventes, en gardant tout au plus un certain *lag*. L'influence du capital fixe sur les variations saisonnières de la production tient à ce que les frais du capital fixe sont les mêmes au cours de l'année tout entière, de façon que son application fait naître une tendance vers l'exploitation aussi complète que possible de l'outillage pendant toute l'année, ce que l'on atteint en produisant pendant la morte-saison des quantités excessives qui servent ensuite à combler le déficit pendant l'essor saisonnier. Une tendance contraire naît de ce qu'il est coûteux de garder les stocks. Le résultat final dépend de la part du capital fixe dans le prix de revient et de la technique de la garde des stocks. L'effet habituel en est que les variations saisonnières de la production existent, mais sont moins fortes que celles des ventes. Pendant la crise, il y a un accroissement sensible de l'outillage industriel par rapport au volume de la production, de façon que l'exploitation complète de l'outillage pendant toute l'année devient impossible. Cette surabondance d'outillage fait diminuer la pression exercée par le capital fixe et la saisonnalité de la production peut se rapprocher de celle des ventes, ce qui permet de faire des économies sur la garde des stocks. Dans des cas où la surabondance de l'outillage est particulièrement grande, il peut même arriver que la production accuse des mouvements saisonniers plus forts que les ventes elles-mêmes. Mais alors surgit de nouveau la question des stocks. D'autre part, il y a les économies faites grâce à la concentration de la production, car a) le rendement du travail est, en géneral, plus grand lorsque l'outillage est complètement exploité et b) une période de production plus courte mais plus intense demande moins de capitaux circulants. Il y a donc des industries dans lesquelles, pendant la bonne conjoncture, l'amplitude des variations saisonnières de la production est moins grande que celle des fluctuations des ventes et, tout au contraire, pendant la dépression, l'amplitude des variations saisonnières de la production est plus grande que celle des fluctuations des ventes.

Efficacité de l'élimination des variations saisonnières

Par JAN WIŚNIEWSKI

On peut considérer une série des coefficients des variations saisonnières comme représentant la régression d'une variable par rapport au temps (mois ou autres unités de temps). En effet, c'est là une régression partielle, puisque l'on tache toujours d'éliminer les changements cycliques et le trend. On peut donc essayer d'employer dans ce cas une quelconque d'entre les mesures classiques de corrélation pour mesurer l'effet de l'application des coefficients des variations saisonnières. La formule générale des mesures qui peuvent être employées dans ce cas est:

$$R = \sqrt{1 - \frac{s^2}{\sigma^2}}$$

où σ désigne l'écart moyen des données brute et s l'écart moyen des données qui on été corrigées des variations saisonnières. Dans les deux cas on calcule l'écart de la normale, soit de la moyenne mobile de 13 mois (les mois extrêmes sont pondérés à 1/2). En supposant l'existence d'une saisonnalité additive, on peut manier directement les données brutes; si, par contre, on suppose l'existence d'une saisonnalité multiplicative, il y a lieu de recourir aux logarythmes.

On peut appliquer la mesure *R*: 1° à déterminer dans quel degré l'écart de la variable de sa valeur normale (variation pendant une période qui ne dépasse pas 12 mois) peut être expliqué par les variations saisonnières moyennes et dans quel par celles changeant d'une année à l'autre; R^2 serait ici une meilleure mesure même que *R*. S'il n'y avait que des variations saisonnières correspondantes à nos coefficients. nous aurions obtenu: $s = 0$ et $R = 1$. Mais il y a en outre des variations irrégulières et c'est pourquoi *R* n'atteint jamais en pratique sa limite supérieure; 2° la mesure *R* peut être appliquée à comparer l'effet de l'élimination des variations saisonnières soit dans deux périodes différentes (dont une peut être celle qui a servi de base à l'établissement des coefficients), à l'aide du même système de coefficients, soit dans la même période, mais alors à l'aide de deux systèmes de coefficients (p. ex. saisonnalité stable et saisonnalité variable).

On pourrait se demander s'il ne serait pas possible de trouver une telle méthode de calculer les coeffcients des variations saisonnières qui donnerait dans chaque cas la valeur maximale de *R*. Ceci est possible, bien entendu. En cas d'une saisonnalité additive, cette méthode serait celle des écarts de la moyenne mobile qui est communément employée. Si, en pratique,

au lieu de la moyenne arithmétique (qui corresponderait à l'exigence des moindres carrés) on se sert de la médiane élargie, ce procédé est justifié, car on écarte ainsi les observations irrégulières (qui sont, pour ainsi dire, tirées d'une autre urne) et vu l'extrapolation que l'on applique d'habitude. On peut démontrer que la méthode très répandue sous le nom de la méthode de Harvard donne en approximation les mêmes résultats que la méthode des écarts de la moyenne mobile (le calcul étant fait à l'aide des logarythmes).

Les changements des variations saisonnières des escomptes de la Banque de Pologne (1924 — 1934)

Par WACŁAW SKRZYWAN

On applique le série de Fourier à établir les indices de la saisonnalité normale et ceux de la saisonnalite variable. On détermine la saisonnalité variable en formant une série temporelle composée des indices saisonniers calculés pour chaque moment du temps sur la base d'une série partielle correspondante.

La saisonnalité normale (graph. I et II) des montants des effets escomptés mensuellement par la Banque de Pologne comporte des variations assez prononcées de la durée d'un trimestre causées par l'usage des clearings trimestriels. et des fluctuations d'une durée plus courte — 2.4 mois — qui dépendent des facteurs d'ordre technique causant qu'une partie du portefeuille est renouvelée tous les 72 jours. Les autres sinusoïdes — éléments de la courbe de Fourier — n'ont pas de valeur propre et forment une courbe commune se rapprochant de celle de la saisonnalité probable du volume des affaires.

Les courbes représentées sur le graphique IV sont formées des indices de la saisonnalité variable des mois particuliers du trimestre. Elles donnent une base pour juger de la situation du marché monétaire. La loi empirique que le degré de la satisfaction de la demande de crédit vers l'ultimo décide du degré de la détente dans l'activité de l'escompte après l'ultimo se trouve corroborée par la comparaison des niveaux relatifs des courbes C et A illustrant le développement du marché monétaire polonais dans les années de 1924 à 1934. On peut admettre que l'accroissement de la marge entre les courbes A et C témoigne d'une abondance plus grande de l'argent. La tension vers l'ultimo peut être évaluée à l'aide d'une comparaison des niveaux de la courbe C et de la courbe B qui réunist les mois du milieu des trimestres particuliers.

Les indices de la saisonnalite variable à la période de 2.4 mois (graphique V) représentés sous la forme des courbes avec maxima et minima doivent être considérés sous l'aspect de la transformation des crédits à court terme en ceux au terme plus long. L'accroissement de l'amplitude des fluctuations précède l'accroissement de l'insolvabilité et la tension sur le marché du crédit à long terme. Lorsqu'il y a des changements saisonniers rapides ou bien des variations accidentelles, la méthode de l'élimination des variations saisonnières que nous proposons ici donne meilleurs résultats que les méthodes qui se basent sur des moyennes mobiles annuelles. Elle permet en outre d'analyser les causes de la variabilité des mouvements saisonniers.

Le développement des exportations de la Pologne vers l'Angleterre

Par JÓZEF ZAGÓRSKI

L'Angleterre a été pendant la crise ainsi qu'auparavant un pays appliquant la politique commerciale des plus libérales et l'est demeurée malgré les accords d'Ottave qui ont institué une préférence pour les produits de l'Empire britannique. Grâce à cette politique, le marché britannique a acquis une valeur particulière pour la Pologne dont les exportations se dirigeaient encore en 1928 surtout vers les pays de l'Europe Centrale, l'Allemagne en premier lieu, c'est à dire vers les pays qui poursuivaient pendant la dernière crise une politique protectionniste très rigoureuse. La part des exportations à destination d'Angleterre dans le volume total des exportations polonaises a passé de 10 p. 100 en 1928 à 20 p. 100 en 1934, sans compter un abaissement temporaire en 1932. Le volume des exportations vers l'Angleterre s'est mis à augmenter très rapidement et s'est dédoublé jusqu'à 1931. Les restrictions à l'importation l'on fait considérablement baisser ensuite, mais encore en 1934 il était de 50 p. 100 en plus sur

1928. Jusqu' en 1931 l'accroissement du volume total des exportations était dû surtout à celui des exportations du bacon. Ces exportations ont continué à augmenter aussi en 1932, mais ont sensiblement baissé ensuite, sous l'influence des restrictions à l'importation. Cependant, les exportations du bois mi-ouvré se sont accrues pendant les deux dernières années de façon que le volume total des exportations est demeuré à peu près le même. Deux items jouent donc le rôle prédominant dans les exportations polonaises vers l'Angleterre: le bacon et le bois mi-ouvré. Leur part dans le total des exportations en 1931 et 1932 oscillait entre 60 et 70 p. 100 et en 1932 la part du bacon seul s'élevait à 50 p. 100 (en 1934 ce chiffre a passé à 25 p. 100). En dehors de ces deux produits, il y a lieu de signaler l'habillement, la paraffine et, pour la dernière année, les céréales et le beurre.

Dans l'accroissement des exportations vers l'Angleterre il y a lieu de distinguer l'introduction d'articles nouveaux sur le marché britannique — tels que le bacon et les articles d'habillement — et l'accroissement proprement dit des exportations des produits qui y étaient déjà exportés précédamment.

Les exportations polonaises en 1934

Par LUDWIK LANDAU

Le fascicule 2/3 du volume III de la même publication contenait un relevé des changements survenus dans le volume et dans la structure des exportations polonaises pendant la crise, jusqu'en 1933. La communication présente contient des données complémentaires concernant l'année 1934.

En 1934. la valeur totale des exportations s'est accrue de 16 millions de zł., c'est à dire de 1.7 p. 100. Tandis que les exportations de produits agricoles ont augmenté de 22 millions de zł. (6.4 p. 100), celles de produits industriels ont diminué de 6 millions de zł. (1 p. 100). Mais si l'on ramène ces exportations aux prix de 1928, l'accroissement en 1934 s'exprimera par le chiffre de 9.9 p. 100, le relèvement étant accusé par les produits industriels aussi bien que par les produits agricoles. Il en résulte que la valeur des exportations de produits industriels n'a baissé que par suite de la basse des prix. Toujours est-il que les exportations agricoles ont augmenté beaucoup plus que les exportations industrielles (15.6 p. 100 et 5.8 p. 100). Les prix ont continué de baisser, mais le taux de la baisse devenait de plus en plus lent: en 1931 les prix à l'exportation ont baissé de 14 5 p. 100 en moyenne, en 1932, après la baisse de la livre sterling — de 19 p. 100, en 1933 — de 9.3 p. 100, tandis que, en 1934, la baisse des prix n'a été que de 7.5 p. 100: 7.8 p. 100 pour les produits agricoles et 6.4 p. 100 pour les produits industriels[1]).

Les exportations industrielles se sont accrues surtout dans deux groupes, à savoir: la houille et le bois; les accroissements respectifs ont été do 9 et 12 p. 100.

La part des exportations dans la production industrielle est devenue moindre. Depuis 1932, le pourcentage des exportations dans les ventes de produits industriels n'a pas cessé de diminuer: il a passé de 25 p. 100 en 1931 à 21.1 en 1932, à 20.8 en 1933 et à 19.4 en 1934.

---

[1]) Il y a lieu de faire remarquer que le mouvement des indices des prix à l'exportation dépend non seulement des fluctuations des prix moyens obtenus pour les produits particuliers, mais aussi de la structure des exportations. Un accroissement de la part des produits dont les prix ont baissé (plus tôt) d'une manière plus violente que ceux des autres produits amène un abaissement de l'indice moyen des prix à l'exportation. Ceci explique comment, en 1934, l'indice a pu accuser un abaissement plus grand que la moyenne des changements des indices des prix industriels et agricoles — il y a eu notamment un relèvement de la part des exportations agricoles.